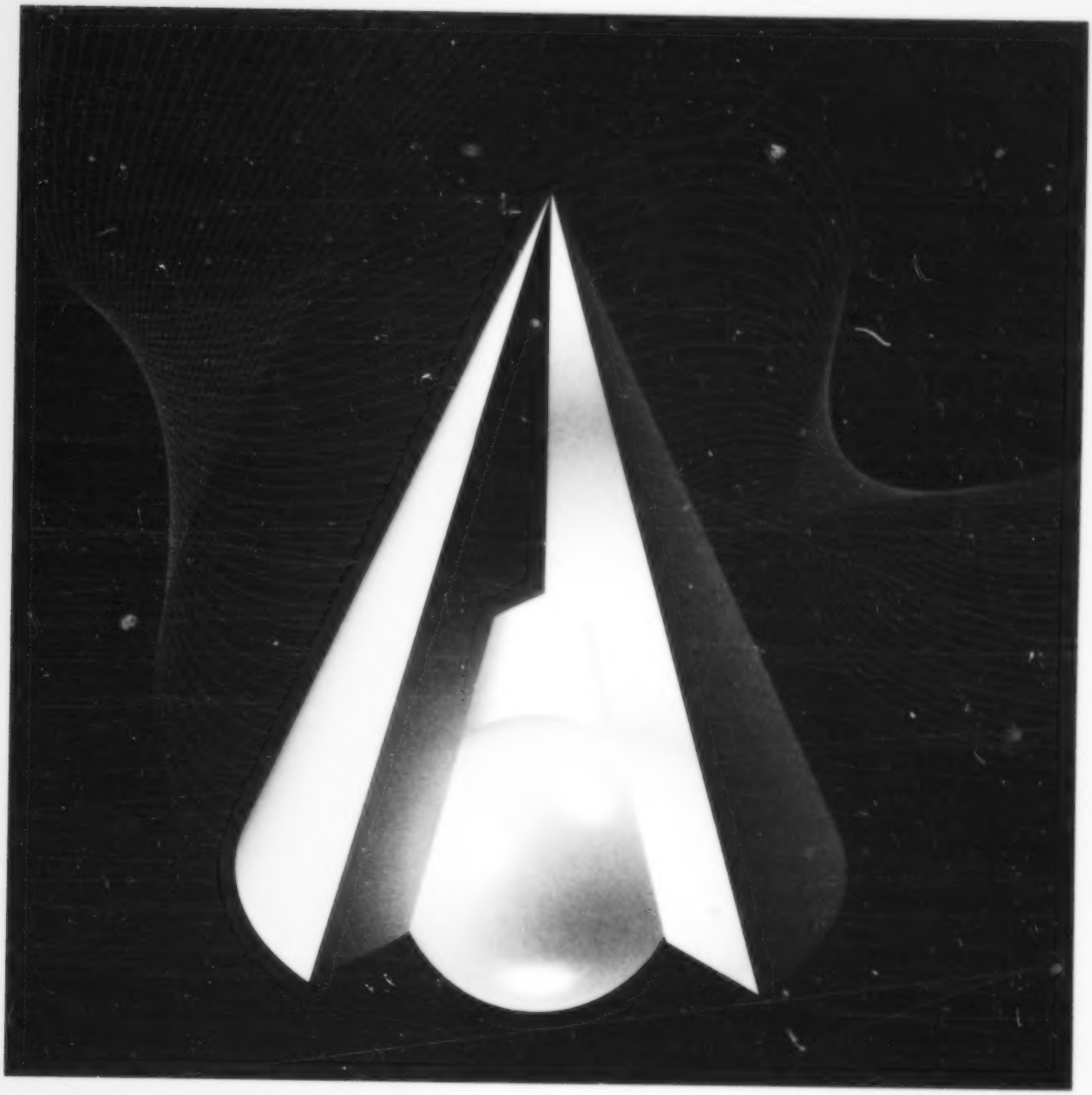
Documents de recherche

Études analytiques

Les bons emplois disparaissent-ils au Canada ?

par René Morissette et Anick Johnson

N° 239



Statistics Canada Statistique Canada

Canada

ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, la statistique informatique et la simulation. Le lecteur est invité à communiquer avec les auteurs et à leur faire part de ses commentaires, critiques et suggestions. Une liste des titres figure à la fin de ce document.

Les documents de la série sont distribués aux bureaux régionaux de Statistique Canada, aux coordonnateurs statistiques des provinces, aux établissements de recherche et bibliothèques spécialisées. Ces documents peuvent être téléchargés à partir d'Internet à l'adresse *www.statcan.ca*.

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
24^{e} étage, immeuble R.-H.-Coats
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
(613) 951-1804

105-02387/

Les bons emplois disparaissent-ils au Canada?

par René Morissette* et Anick Johnson**

11F0019 n° 239
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-78803-6

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.H. Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6
*Statistique Canada (613) 951-3608
** Statistique Canada (613) 951-7211
Télécopieur : (613) 951-5403
Courrier électronique : rené.morissette@statcan.ca
anick.johnson@statcan.ca

Ce document est disponible dans Internet : (www.statcan.ca)

Janvier 2005

Il expose les vues des auteurs, qui ne sont pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Cette étude sera également publiée dans Economic Policy Review of the Federal Reserve Bank of New York, durant le 2e trimestre de 2005.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2005

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

I. Introduction 4

II. Données 6

III. Salaires horaires de 1981 à 2004 8

IV. Tendances par industrie de 1997 à 2004 10

V. Salaires des travailleurs nouvellement embauchés 12

V.1 Contrôles de robustesse 13

V.2 Effets de composition 14

VI. Changements dans le profil âge-salaire des nouveaux arrivants 17

VII. Emplois temporaires 18

VIII. Participation à des régimes de retraite 19

IX. Conclusion 21

Bibliographie 51

Résumé

En nous reportant aux données sur les salaires horaires de l'Enquête sur la population active et d'enquêtes antérieures auprès des ménages pour la période 1981 à 2004, nous évaluons si l'importance relative des emplois respectivement mal et bien rémunérés a évolué ces 20 dernières années. Comme nous ne savons au juste si les tendances des niveaux salariaux dégagées à l'aide de toutes les enquêtes en question sont exemptes de biais, nous nous abstenons de nous prononcer définitivement sur cette évolution. Dans le jugement porté sur le phénomène de la disparition des emplois rémunérateurs au pays, nous nous attachons aux tendances récentes, c'est-à-dire aux variations de la proportion d'emplois appartenant à certaines catégories salariales (salaires réels) de 1997 à 2004.

Il n'y a guère d'indications selon lesquelles l'importance relative des emplois bien rémunérés serait en décroissance depuis 20 ans ou depuis la seconde moitié de la décennie 1990. Rien n'indique vraiment non plus que l'importance relative des emplois mal rémunérés, c'est-à-dire commandant un salaire horaire de moins de 10 $, s'est accrue dans ces deux périodes. Nous constatons, à l'instar des auteurs de nombreuses études antérieures, que l'écart salarial entre les jeunes travailleurs et les autres a nettement augmenté ces 20 dernières années, sans qu'évolue outre mesure l'écart correspondant entre les diplômés d'université et les autres travailleurs. Aspect plus important encore, nous pouvons voir que, *à l'intérieur* des tranches d'âge, les salaires des travailleurs nouvellement embauchés des deux sexes, c'est-à-dire comptant *deux* ans d'ancienneté ou moins, ont beaucoup baissé par rapport à ceux des autres travailleurs. Ajoutons que, dans le secteur privé, la proportion de nouveaux travailleurs occupant des emplois temporaires est nettement en hausse, étant passée de 11 % en 1989 à 21 % en 2004. Chez les employés comptant *un* an d'ancienneté ou moins, la fréquence du travail temporaire est passée de 14 % en 1989 à 25 % en 2004. Enfin, la participation aux régimes de retraite a diminué chez les hommes de tout âge et chez les femmes de moins de 45 ans. Ensemble, ces constatations semblent indiquer que les entreprises canadiennes (anciennes et nouvelles) ont réagi à l'intensification de la concurrence intraindustrielle et étrangère en offrant moins en salaires à leurs nouveaux travailleurs, en multipliant les emplois temporaires et en mettant moins souvent à la disposition de leur personnel des régimes de retraite garantissant des prestations déterminées à l'heure de la retraite.

Mots clés : qualité des emplois; emplois mal rémunérés; participation à des régimes de retraite; délocalisation; précarité de l'emploi.

I. Introduction

Ce n'est pas d'aujourd'hui qu'on exprime la crainte que la concurrence extérieure ne chasse les emplois à l'étranger. Au début des années 1980, on a prétendu que, dans les économies avancées, bien des emplois manufacturiers se perdaient au profit des pays en développement, laissant derrière un secteur tertiaire gravitant autour de deux pôles d'« emplois intellectuels » bien rémunérés et d'emplois mal rémunérés dans les services aux particuliers (Bluestone et Harrison, 1982). On a alors parlé d'un phénomène de désindustrialisation.

Récemment, une nouvelle version de l'hypothèse de désindustrialisation s'est fait jour. Il y a des observateurs qui affirment que les employeurs se tournent aujourd'hui vers l'étranger pour les emplois non seulement en fabrication, mais aussi dans la partie de l'industrie tertiaire qui exige de grandes compétences (Business Week, 2003, 2004). Joint à la disponibilité de travailleurs relativement qualifiés dans les pays en croissance rapide, l'essor des technologies de l'information et des communications permettrait maintenant aux entreprises de faire passer à l'étranger les emplois « intelligents » dans divers secteurs comme ceux du génie et de l'informatique. C'est dans des pays comme la Chine, l'Inde et certaines nations d'Europe occidentale qu'ils trouveraient la main-d'œuvre qualifiée pouvant occuper ces emplois qui commandent généralement de hauts salaires dans les pays membres de l'OCDE.

Ces changements de comportement des entreprises peuvent largement influer sur la nature des emplois qui s'offrent aux travailleurs canadiens. On peut faire valoir que, si les emplois touchés par le recours à l'étranger sous ses formes nouvelles (et anciennes) ne sont pas remplacés ailleurs dans l'économie canadienne par des emplois semblablement rémunérés, la proportion d'emplois rémunérateurs devrait évoluer à la baisse au Canada.

D'autres observateurs diront que les nouvelles formes de délocalisation que nous avons évoquées sont plutôt récentes et donc peu susceptibles d'influer sur une proportion appréciable des emplois au pays. Si tel est le cas, la proportion d'emplois bien rémunérés ne devrait guère changer ces quelques prochaines années.

D'autres facteurs ont pu modifier la proportion d'emplois bien rémunérés au Canada. La concurrence croissante à laquelle font face les entreprises a pu inciter certaines d'entre elles à réduire leurs coûts de main-d'œuvre en réduisant les salaires. La baisse du taux de syndicalisation observée au cours des deux dernières décennies (Akyeampong, 2004) et la baisse de la proportion d'emplois provenant des grandes entreprises (Statistique Canada, 2005) ont pu également affecter les taux de rémunération.[1] Il est possible que chacun des trois facteurs ci-haut mentionnés ait eu tendance à réduire la proportion d'emplois bien rémunérés. En revanche, des changements technologiques biaisés en faveur des travailleur qualifiés ont pu augmenter la proportion d'emplois bien rémunérés.

Dans la présente étude, nous verrons ce qui s'est passé dans les faits, c'est-à-dire si les « bons » emplois sont en voie de disparition au pays depuis quelques années.

[1] La proportion d'emplois provenant de firmes comptant 500 employés ou plus est passée de 51% en 1983 à 42% en 2001.

Outre les conséquences évidentes qu'elle comporte sur les niveaux de vie au Canada et la capacité des gouvernements à lever l'impôt sur le revenu des particuliers et à financer les régimes de transferts sociaux, l'analyse de l'évolution de l'importance relative des emplois rémunérateurs importe à plusieurs égards. Le manque d'emplois bien rémunérés peut restreindre la mobilité verticale du revenu du travail, rendre plus difficile aux familles l'affranchissement de la pauvreté, changer les décisions individuelles des jeunes en matière de scolarité et nuire à l'accumulation d'épargne par les ménages aux fins de précaution.

Encore récemment, l'absence de données comparables sur les salaires horaires empêchait une telle analyse au Canada. On sait bien que, au Recensement du Canada et dans l'Enquête sur les finances des consommateurs, on demande aux particuliers combien d'heures par semaine ils ont travaillé le mois de la collecte de données (c'est habituellement avril ou mai), tout en s'enquérant des gains totaux reçus l'année précédente dans *un ou plusieurs emplois*. À cause de ce phénomène, il était impossible de mesurer les salaires horaires des travailleurs *dans un emploi donné*. Depuis la refonte de l'Enquête sur la population active, nous disposons de données homogènes sur les salaires horaires par emploi pour la période ayant débuté en 1997.

Nous tirons parti de cette amélioration et examinons comment la proportion d'emplois appartenant à certaines catégories salariales a évolué de 1997 à 2004. Nous réunissons les données puisées à plusieurs enquêtes-ménages qui livrent des indications sur les salaires horaires par emploi et qui ont lieu depuis 1981. Si ces enquêtes ne donnent pas nécessairement une série chronologique homogène des salaires horaires – les variations salariales qu'elles décrivent peuvent être soit des changements réels de taux salariaux soit des changements fictifs tenant à l'utilisation d'enquêtes foncièrement distinctes –, elles nous permettent cependant d'analyser comment, dans certains sous-groupes, les salaires *relatifs* ont évolué au cours des deux dernières décennies. Il est possible, par exemple, d'évaluer si les salaires des travailleurs nouvellement embauchés sont en décroissance par rapport à ceux des travailleurs ayant plus d'ancienneté, ce qui serait l'indice d'une importante évolution du rapport employeur-salarié.

Pour porter un jugement sur ce qui serait un phénomène de disparition des bons emplois au Canada, il faut aussi étudier l'évolution des prestations non salariales dans le temps. Nous nous reportons à cette fin à la Banque de données administratives longitudinales (base DAL) et à la base de données RPAC sur les régimes de retraite au Canada pour voir comment la participation des travailleurs aux régimes de retraite – c'est là la prestation non salariale la plus importante de toutes – a évolué ces 20 dernières années.

Devant la concurrence plus vive à laquelle ils se heurtent au sein des industries et à l'étranger, les employeurs canadiens pourraient vouloir se donner plus de souplesse de diverses manières. D'abord, ils pourraient modifier les salaires qu'ils offrent aux travailleurs nouvellement embauchés, scénario que nous pourrons apprécier à l'aide des enquêtes déjà mentionnées. Ensuite, ils pourraient destiner des emplois surtout temporaires aux nouveaux venus. Pour chiffrer l'ampleur de ce phénomène depuis les dernières années de la décennie 1980, nous combinons les données de l'Enquête sociale générale (ESG) de 1989 et 1994 à celles de l'Enquête sur la population active nouvelle version, ce qui permet de décrire l'évolution de l'importance relative de l'emploi temporaire chez les travailleurs nouvellement embauchés durant la période 1989-2004.

Nos principales constatations peuvent se résumer ainsi. Premièrement, nous ne relevons guère d'indications selon lesquelles les emplois bien rémunérés auraient perdu de leur importance relative depuis 20 ans ou depuis la seconde moitié des années 1990. Deuxièmement, il n'y a guère d'indices non plus selon lesquels les emplois mal rémunérés, c'est-à-dire commandant un salaire horaire de moins de 10 $, auraient perdu de leur importance relative dans ces deux périodes. Troisièmement, nous constatons, à l'instar des auteurs de nombreuses études antérieures, que l'écart salarial entre les travailleurs de moins de 35 ans et les travailleurs plus âgés s'est nettement accru depuis 20 ans, sans qu'évolue outre mesure l'écart correspondant entre les diplômés d'université et les autres travailleurs. Quatrièmement, un constat plus important encore est que, à l'intérieur des tranches d'âge, les salaires des travailleurs nouvellement embauchés des deux sexes, c'est-à-dire des travailleurs qui comptent *deux* ans d'ancienneté ou moins, auraient beaucoup baissé par rapport aux salaires des autres travailleurs. Cinquièmement, la proportion de travailleurs nouvellement embauchés dans des emplois temporaires a largement augmenté dans le secteur privé, passant de 11 % en 1989 à 21 % en 2004. Chez les employés comptant *un* an d'ancienneté ou moins, la fréquence du travail temporaire est passée de 14 % en 1989 à 25 % en 2004. Sixièmement, la participation à des régimes de retraite est en baisse chez les hommes de tout âge et chez les femmes de moins de 45 ans. Ensemble, ces trois dernières constatations semblent indiquer que les entreprises canadiennes (anciennes et nouvelles) ont réagi à l'intensification de la concurrence intraindustrielle et étrangère d'au moins trois manières, soit en réduisant les salaires offerts à leurs nouveaux salariés, en destinant des emplois temporaires à une proportion croissante de ces travailleurs et en se montrant moins enclins à mettre à la disposition de leur personnel des régimes de retraite à prestations déterminées.

II. Données

Pour étudier l'évolution de l'importance relative des emplois respectivement mal et bien rémunérés, nous réunissons les données d'une grande diversité d'enquêtes auprès des ménages, à savoir l'Enquête sur l'activité (EA) de 1981 et de 1986-1990, l'Enquête sur l'adhésion syndicale (EAS) de 1984 et l'Enquête sur la population active (EPA) de 1997-2004. Toutes ces enquêtes visent la même population, font intervenir le plan d'échantillonnage de l'Enquête sur la population active et renseignent sur le salaire horaire du principal emploi occupé par les travailleurs rémunérés[2].

Dans toutes ces enquêtes, on obtient les salaires horaires en divisant les gains d'un emploi déclarés pour une certaine période (une semaine, un mois, une année, etc.) par le nombre d'heures travaillées dans la même période. La question par laquelle on s'enquiert des gains des salariés porte sur le salaire ou le traitement habituel avant impôt et autres retenues. Comme on peut le voir à l'annexe 1, il y a cependant des enquêtes où le concept des gains ou des heures travaillées est différent. Dans l'Enquête sur la population active par exemple, on se trouve expressément à inclure les pourboires et les commissions dans le calcul des gains et à exclure les heures supplémentaires dans le calcul des heures travaillées. En revanche, dans toutes les enquêtes antérieures à 1987, on ne fait pas référence de façon explicite aux pourboires et commissions et aux heures supplémentaires dans les calculs respectifs des gains et des heures travaillées.

2 L'emploi principal est l'emploi dans lequel il y a le plus d'heures travaillées par semaine.

Si on considère aussi que ces enquêtes diffèrent par la longueur de leur questionnaire, leur structure (si l'EPA est une enquête transversale, l'EA de 1986-1990 est une enquête longitudinale qui livre des données transversales entre autres) et les méthodes d'imputation des salaires et de détection des valeurs aberrantes, on peut voir sans doute plus nettement pourquoi les économistes du travail se sont jusqu'à présent abstenus de les combiner pour produire une série chronologique des salaires horaires au Canada[3]. Dans quelques études, on a réuni les enquêtes sur l'activité de 1981 et de 1986-1990 pour analyser les tendances des inégalités salariales (Doiron et Barrett, 1996; Dinardo et Lemieux, 1997; Morissette, Myles et Picot, 1994), mais dans aucune n'a-t-on voulu par ce moyen évaluer les tendances des niveaux salariaux[4].

Ne sachant au juste si les tendances en question décrites par l'ensemble des enquêtes énumérées sont exemptes de biais, nous nous abstenons de nous prononcer définitivement sur l'évolution des emplois faiblement, moyennement et fortement rémunérés de 1981 à 2004. Au moment d'évaluer si les emplois rémunérateurs sont en voie de disparition au pays, nous nous attachons aux tendances récentes, c'est-à-dire à l'évolution de la proportion d'emplois appartenant à certaines catégories salariales (salaires réels) de 1997 à 2004, et ce, à l'aide de l'Enquête sur la population active qui, au niveau des emplois, procure depuis 1997 des données homogènes sur les salaires horaires.

Nous tirons deux échantillons. Le premier comprend les gens de 17 à 64 ans dans le principal emploi rémunéré qu'ils occupaient en mai[5]. Pour ne rien exclure autant que possible et bien mesurer la qualité des emplois pour l'ensemble des Canadiens sur le marché du travail, nous englobons les étudiants à plein temps dans cet échantillon. L'autre échantillon formé des gens de 25 à 64 ans vise à mesurer l'évolution salariale des personnes qui sont déjà passées des études au travail. Comme l'Enquête sur l'activité de 1981 ne comporte aucun indicateur des études, notre échantillon ne comprend pas les gens de moins de 25 ans et les étudiants à plein temps en sont donc exclus pour la plupart. Selon l'année considérée, le premier échantillon compte de 34 000 à 52 000 observations et le second, de 26 000 à 43 000.

Pour cerner l'évolution de l'importance relative des emplois respectivement mal et bien rémunérés, nous rangeons les emplois dans huit catégories commandant respectivement un salaire de moins de 8 $ (dollars de 2001), de 8 $ à 9,99 $, de 10 $ à 14,99 $, de 15 $ à 19,99 $, de 20 $ à 24,99 $, de 25 $ à 29,99 $, de 30 $ à 34,99 $ et de 35 $ et plus. Pour 2 000 heures de travail par an, la borne inférieure est un salaire annuel de (presque) 16 000 $, valeur proche du

---

3 Dans l'Enquête sur l'activité de 1989 par exemple, il y a imputation des salaires (sans la rémunération des heures supplémentaires) par le vecteur suivant de covariables : a) catégorie de travailleurs; b) province; c) sexe; d) tranche d'âge; e) niveau de scolarité; f) adhésion syndicale. Quant à l'Enquête sur la population active, elle comporte les cinq premières covariables, ainsi que les covariables des études, de la propriété-location de l'habitation et de la profession. Dans l'EPA, l'imputation des salaires se fait sans la variable de l'adhésion syndicale.

4 Picot, Myles et Wannell (1990) se servent de l'EA de 1981 et 1986 pour examiner comment ont évolué de 1981 à 1986 les proportions respectives d'emplois se situant à une certaine distance de la *médiane* en plus ou en moins. Ils ne déterminent donc pas comment la proportion d'emplois commandant, disons, un salaire de 10 $ à 14,99 $ (dollars constants) a évolué dans cette période.

5 Comme l'Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984 a eu lieu en décembre, les statistiques correspondantes visent les gens de 17 à 64 ans dans le principal emploi rémunéré qu'ils occupaient en décembre.

seuil de faible revenu (avant impôt) pour une personne seule ayant pour lieu de résidence une région urbaine de 30 000 à 99 999 habitants (16 048 $) ou de 100 000 à 499 999 (16 160 $)[6]. La borne supérieure est un salaire annuel d'au moins 70 000 $.

Pour évaluer dans quelle mesure les emplois temporaires sont devenus plus fréquents chez les travailleurs nouvellement embauchés, nous combinons les données de l'Enquête sociale générale (ESG) de 1989 et 1994 à celles de l'Enquête sur la population active remaniée. La population cible de l'ESG est formée de tous les gens de 15 ans et plus dans les 10 provinces sans les pensionnaires à plein temps des établissements. Jointes à l'EPA de 1997-2004, ces enquêtes nous permettent d'étudier l'évolution de la fréquence des emplois temporaires de 1989 à 2004.

III. Salaires horaires de 1981 à 2004

Grâce aux données réunies de toutes les enquêtes énumérées, nous décrivons au tableau 1 l'évolution des salaires médians de 1981 à 2004. On peut voir certaines variations d'année en année, mais aussi constater que, dans l'ensemble, les salaires médians ne présentent aucune tendance à la hausse ni à la baisse depuis 20 ans ou ces dernières années. Dans les deux échantillons, ils sont stationnaires. La stabilité générale de cet indicateur masque une légère diminution salariale chez les hommes et une augmentation appréciable chez les femmes, phénomène qui s'accorde avec la décroissance décrite par Baker et coll. (1995) de l'écart des gains entre les sexes.

Comment l'importance relative des emplois respectivement mal et bien rémunérés a-t-elle évolué depuis 20 ans? Dans les deux échantillons, les enquêtes diverses auxquelles nous nous reportons font voir une évolution des plus modérées de 1981 à 2004. En fait, d'un examen « à vue » de chacune des catégories salariales deux *tendances* se dégagent seulement pour les deux dernières décennies. D'abord, dans les deux échantillons, la proportion d'emplois commandant un salaire de 30 $ et plus paraît en hausse de deux à trois points depuis le début ou le milieu de la décennie 1980 (tableau 2). Ensuite, nous constatons pour cette période que la proportion d'emplois où le salaire horaire est de moins de 8 $ serait en baisse de deux points chez les travailleurs de 25 à 64 ans[7]. Ces deux tendances sont confirmées par les fonctions de densité kernel du logarithme des salaires horaires pour 1981 et 2004 (figures 1 et 2)[8 9].

---

6 Voir « Les seuils de faible revenu de 1994 à 2003 et les mesures de faible revenu de 1992 à 2001 », Statistique Canada, publication n° 75F0002MIF (n° 002) au catalogue.

7 À l'annexe 2, nous présentons des chiffres distincts pour les hommes et les femmes. Dans le sens même de l'évolution en hausse des salaires horaires médians des femmes que décrit le tableau 1, ces chiffres révèlent que, de 1981 à 2004, les femmes ont de plus en plus occupé des emplois rémunérés à un taux de 20 $ et plus.

8 La première tendance émerge clairement pour les deux échantillons : la fonction de densité pour 2004 se trouve au-dessus de celle de 1981 quand le logarithme des salaires excède approximativement 3,25, c'est-à-dire quand les salaires horaires excèdent $25,79 (figures 1 et 2). La deuxième tendance peut être observée en notant que, pour les employés âgés de 25 à 64 ans, la fonction de densité de 2004 se trouve sous celle de 1981 quand le logarithme des salaires <= 2,0, c'est-à-dire quand les salaires horaires sont inférieurs à $7,39 (figure 2).

9 Les fonctions de densité des figures 1 et 2 sont basées sur une forme fonctionnelle normale et sur une largeur optimale des histogrammes. Voir Silverman (1986) pour les détails.

Toutefois, les fonctions de densité kernel pour les employés âgés de 17 à 64 ans ajoutent une nuance aux nombres présentés au tableau 2 : elles suggèrent que la fraction d'emplois payant entre $6 (logarithme des salaires = 1,79) et $10 (logarithme des salaires = 2,30) de l'heure a augmenté entre 1981 et 2004 tandis que la fraction d'emplois payant moins de $6 de l'heure a diminué. Par conséquent, la fraction d'emplois payant moins de $10 de l'heure a légèrement augmenté durant cette période : elle a augmenté d'environ un point de pourcentage.

Si nous limitons notre examen à l'Enquête sur la population active, trois tendances ressortent des données. Dans l'un et l'autre des échantillons, la proportion d'emplois commandant un salaire de 20 $ à 24,99 $ a diminué d'environ deux points de 1997 à 2004, alors que les proportions d'emplois de 25 $ à 29,99 $ et de 35 $ et plus augmentaient respectivement d'environ 1 et 1,5 point[10,11].

Vu l'intérêt récent pour l'emploi faiblement rémunéré (Maxwell, 2002, par exemple), il serait bon de vérifier si les travailleurs sont proportionnellement de plus en plus nombreux à occuper des emplois aux taux salariaux relativement bas. Rien n'indique que l'importance relative des emplois mal rémunérés – commandant un salaire horaire de moins de 10 $ – se soit accrue ces dernières années. En 1997 comme en 2004, la proportion de gens de 25 à 64 ans ayant de tels emplois s'est établie à 16 % comparativement à 24 % pour les travailleurs de 17 à 64 ans[12].

Somme toute, les données homogènes sur les salaires horaires de l'Enquête sur la population active n'accréditent pas la thèse d'une perte d'emplois rémunérateurs au Canada depuis les dernières années de la décennie 1990. Au niveau global, les changements observés ces dernières années ont eu lieu pour la plupart dans le tiers supérieur de l'échelle de répartition des salaires. Plus précisément, les emplois commandant un salaire horaire de 20 $ à 24,99 $ ont perdu de leur importance et les emplois de 25 $ et plus ont gagné en importance relative[13].

Bien sûr, que l'importance relative des emplois respectivement faiblement et bien rémunérés n'ait pas varié outre mesure depuis 20 ans n'implique pas que la structure des gains soit, elle, demeurée inchangée. Ainsi que le démontrent de nombreuses études (Morissette, Myles et Picot, 1994; Beach et Slotsve, 1996), les gains des jeunes travailleurs ont nettement diminué par rapport à ceux des travailleurs plus âgés dans les années 1980, tendance qui ressort aussi des données de

---

10 Toutes ces variations sont statistiquement significatives aux niveaux habituels.

11 De 1997 à 2004, les proportions d'emplois commandant un salaire de 10 $ à 14,99 $ et de 15 $ à 19,99 $ ont respectivement augmenté de 0,9 point et diminué de 1,9 point, mais elles n'ont pour ainsi dire pas bougé de 1997 à 2003, ce qui fait douter de l'existence de tendances bien précises dans les catégories salariales.

12 Le lecteur attentif aura remarqué que la proportion d'emplois de 8 $ à 9,99 $ a décru de 2000 à 2001, puis monté de 2001 à 2002. C'est là un effet artificiel de majoration qui tient à la tendance des enquêtés à déclarer les salaires en nombres entiers (10 $, par exemple). Dans un contrôle de robustesse de notre conclusion au sujet de l'évolution de la proportion d'emplois mal rémunérés de 1997 à 2004, nous avons recalculé les chiffres en fonction de deux autres catégories salariales, c'est-à-dire les catégories a) 8 $-10,33 $ et b) 8 $-10,67 $. Avec ces deux nouvelles catégories, la proportion d'emplois faiblement rémunérés (commandant respectivement un salaire de moins de 10,33 $ et de 10,67 $) s'accroît d'au plus 0,7 point (passant de 24,9 % à 25,6 %) dans cette période, confirmation donc que rien n'indique vraiment que la proportion en question se soit élevée ces dernières années.

13 Ces conclusions demeurent lorsque nous pondérons les emplois par les heures hebdomadaires.

la figure 3 sur les salaires horaires. On peut donc voir que les proportions respectives d'hommes et de femmes de moins de 35 ans occupant des emplois mal rémunérés et de 35 ans et plus occupant des emplois bien rémunérés (salaire horaire de 25 $ et plus) ont augmenté l'une et l'autre (figure 4).

Puisque le pourcentage de jeunes hommes ayant un emploi payant moins de $10 a augmenté, le fait que la fréquence des emplois faiblement rémunérés ait peut changé au cours des deux dernières décennies semble paradoxal. Ce paradoxe peut être résolu simplement. Le pourcentage d'emplois faiblement rémunérés a peu changé au cours des deux dernières décennies parce que les groupes qui sont devenus plus susceptibles d'avoir des emplois faiblement rémunérés ont vu diminuer leur importance relative dans l'ensemble de la main-d'œuvre. De même, les groupes qui sont devenus moins susceptibles de détenir des emplois faiblement rémunérés sont devenus relativement plus importants. Par exemple, alors que la fréquence des emplois faiblement rémunérés est passée de 48 % en 1986 à 60 % en 2004 chez les hommes âgés de 17 à 24 ans, ce groupe ne représentait que 8 % de l'ensemble des employés en 2004, soit une proportion moindre que celle de 10 % observée en 1986 (annexe 3). Inversement, alors que la fréquence des emplois faiblement rémunérés a diminué, entre 1986 et 2004, chez les femmes âgées de 35 ans ou plus, ce groupe représentait une plus grande part de l'ensemble des employés en 2004 qu'en 1986. Ainsi, le pourcentage d'emplois payant moins de $10 est demeuré virtuellement inchangé à 24 % entre 1986 et 2004.

Si les salaires horaires médians ont nettement évolué depuis 20 ans dans diverses tranches d'âge, ceux des diplômés d'université et des autres diplômés ont connu une même évolution de 1981 à 1997[14]. C'est ce qu'on observe tant dans l'ensemble (figures 5a et 5b) que chez les hommes et les femmes des diverses tranches d'âge (figures 5c, 5d, 6a-6d)[15]. De 1981 à 2004, le fossé salarial entre diplômés d'université et autres diplômés semble s'être creusé seulement chez les hommes de 25 à 34 ans et chez ceux âgés de 45 à 64 ans (figures 5c et 6c), et ce, uniquement après 1997[16].

IV. Tendances par industrie de 1997 à 2004

Rien n'indique que, globalement, les emplois bien rémunérés aient été en voie de disparition depuis 1997, mais il se pourrait que certaines des industries aient perdu de ces emplois. Ainsi, l'intensification de la concurrence intraindustrielle et étrangère pourrait avoir incité un certain nombre d'entreprises à abaisser les salaires dans le secteur de la fabrication, tout comme d'ailleurs dans des secteurs hautement spécialisés de l'industrie tertiaire comme ceux du génie et de l'informatique. Nous examinons si c'est ce qui s'est vraiment passé aux tableaux 3 à 6. Nous présentons d'abord les salaires horaires médians selon un indice où l'année de référence est 1997

14 Le recodage de la question de l'EPA sur la scolarité au début des années 1990 implique que la prise en compte des années de scolarité ne peut être que générale dans une distinction établie entre les diplômés d'université et les autres travailleurs.

15 Cela s'accorde avec les résultats de Burbidge, Magee et Robb (2002), qui examinent les gains hebdomadaires médians des travailleurs à plein temps par les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs.

16 Il importe de souligner que ces tendances n'impliquent pas l'absence d'augmentation de l'écart salarial entre les diplômés d'université et les *diplômés d'école secondaire*. À l'aide des données de recensement, Morissette, Ostrovsky et Picot (2004) montrent que, de 1980 à 2000, le rapport de gains entre ces deux catégories de diplômés s'est accru chez les jeunes travailleurs des deux sexes du secteur privé.

(valeur 100,0) pour six grands groupes d'industries[17]. Nous regardons ensuite l'évolution éventuelle de l'échelle de répartition des salaires dans ces mêmes industries.

Dans les deux échantillons, les salaires horaires médians n'ont pour ainsi dire pas bougé en fabrication de 1997 à 2003. Ils ont varié de moins de 1 point d'une année à l'autre, mais sans offrir de tendance particulière pour la période (tableau 3). Ils ont légèrement diminué de 2003 à 2004. En revanche, ils ont *augmenté* de 3 à 4 points dans les services hautement spécialisés de 1997 à 2004. Ainsi, les tendances des salaires médians n'indiquent guère que les emplois rémunérateurs aient perdu de leur importance relative dans ces deux secteurs depuis les dernières années de la décennie 1990.

C'est ce que confirme le tableau 4. De 1997-1998 à 2003-2004, les proportions d'emplois manufacturiers commandant un salaire horaire de 20 $ à 24,99 $ et de 25 $ et plus ont respectivement présenté une baisse de 4 points et une hausse de 3. Dans les services très spécialisés, les emplois de 25 $ et plus ont gagné environ 3 points en importance relative.

Dans l'un et l'autre de ces secteurs, l'importance relative des emplois où le salaire horaire est de moins de 10 $ ne s'est pas accrue, mais la proportion d'emplois manufacturiers de 10 $ à 14,99 $ s'est élevée, elle, d'environ 4 points. Par la proportion croissante d'emplois de 10 $ à 14,99 $ ou de 25 $ et plus en fabrication, on peut penser que les emplois respectivement bien et faiblement rémunérés dans ce secteur gagnent en importance relative.

Les travailleurs de la fabrication et des services hautement spécialisés ne paraissent pas avoir subi de baisses généralisées des salaires, mais les travailleurs des services peu spécialisés où la syndicalisation laisse à désirer pourraient en avoir été victimes. Les données susceptibles d'étayer cette conjecture sont inégales. Il y a d'abord que, chez les travailleurs de 25 à 64 ans des services peu spécialisés, les salaires médians étaient presque identiques en 1997 et en 2004 (tableau 3). Notons ensuite que, chez les travailleurs de 17 à 64 ans, ils ont été assez convergents en 1997 et 2003 avant de baisser de deux points de 2003 à 2004. En fait, on est porté à croire que, ces dernières années, les emplois mal rémunérés ont gagné en importance relative. De 1997-1998 à 2003-2004, la proportion d'emplois où le salaire horaire est de moins de 10 $ s'est élevée d'environ 3 points (tableau 5).

Les salaires ne se sont dégradés ni dans le commerce de gros ni dans les autres services. Dans ce secteur, la proportion d'emplois de moins de 20 $ a diminué d'environ 4 points, mais la proportion d'emplois de 25 $ et plus a augmenté d'au moins 4.

---

17 Voici les groupes en question : industrie primaire et construction, fabrication, services très spécialisés, services peu spécialisés, commerce de gros et autres services, et services publics. Les services très spécialisés comprennent les branches d'activité suivantes (SCIAN 1997) : transport et entreposage (48-49), industrie de l'information et industrie culturelle (51), finance et assurances (52), services immobiliers et services de location à bail (53), services professionnels, scientifiques et techniques (54), gestion de sociétés et d'entreprises (55), services administratifs, services de soutien, services de gestion des déchets et services d'assainissement (56). Les services peu spécialisés comprennent le commerce de détail (44-45) et l'hébergement et les services de restauration (72). De 1997 à 2004, la répartition de l'emploi selon les grands groupes d'industries a été la suivante dans le cas des travailleurs de 17 à 64 ans : industrie primaire et construction (8,4 %), fabrication (17,2 %), services très spécialisés (21,9 %), services peu spécialisés (18,8 %), commerce de gros et autres services (11,0%), services publics (22,7 %).

Dans l'industrie primaire et le secteur de la construction, l'importance relative des emplois de moins de 10 $ l'heure ne s'est pas accrue (tableau 6). Dans les deux échantillons, les proportions d'emplois de 20 $ à 24,99 $ et de 25 $ et plus semblent respectivement présenter une légère baisse et une hausse de 2 ou 3 points.

Ensemble, ces constatations viennent confirmer que l'économie canadienne n'a pas vu les emplois rémunérateurs perdre de leur importance relative depuis 1997. On ne constate pas non plus d'augmentation *générale* de l'importance relative des emplois faiblement rémunérés depuis 1997. Les emplois commandant un salaire horaire de moins de 10 $ ont gagné en importance seulement dans les services peu spécialisés.

V. Salaires des travailleurs nouvellement embauchés

L'analyse de la répartition globale des salaires réels nous livre d'utiles indications sur la qualité du *stock* des emplois occupés par la main-d'œuvre canadienne à un moment quelconque, mais elle se prête moins bien à la constatation des variations des salaires qu'offrent les entreprises aux travailleurs accédant à de nouveaux postes. Outre les variations bien connues de la structure salariale par âge que nous avons décrites, la quasi-absence d'évolution de l'importance relative des emplois respectivement mal et bien rémunérés depuis le début des années 1980 ou la fin des années 1990 pourrait masquer deux tendances qui se compensent, celles du recul salarial des travailleurs nouvellement embauchés et de la progression des salaires des travailleurs ayant plus d'ancienneté.

Il importe d'analyser l'évolution des premiers, car les changements d'offres salariales aux nouveaux venus sont un grand moyen pour les entreprises du pays de réagir à l'intensification de la concurrence intraindustrielle et étrangère. Une concurrence plus vive sur le marché des produits pourrait inciter un certain nombre d'entreprises à abaisser leurs coûts de main-d'œuvre en réduisant les salaires versés aux travailleurs nouvellement embauchés, tout en maintenant et même majorant les salaires des travailleurs ayant plus d'ancienneté. De tels changements révéleraient une évolution fondamentale du rapport employeur-salarié susceptible d'influer sur la qualité future des emplois au Canada.

Pour déterminer si les salaires des nouveaux employés ont évolué de façon différente par rapport à ceux de leurs homologues ayant davantage d'ancienneté, nous limitons notre analyse aux employés âgés de 25 à 64 ans. Ce choix vise à exclure la plupart des individus qui sont à l'école à temps plein et qui, ainsi, n'ont pas complété leur transition école-marché du travail.

Les salaires des travailleurs nouvellement embauchés ont-ils subi une évolution différente de celle des salaires des autres travailleurs de 1981 à 2004? Oui. Collectivement, les enquêtes utilisées semblent indiquer que les salaires horaires médians des travailleurs des deux sexes comptant deux ans d'ancienneté ou moins ont nettement baissé par rapport à ceux des autres salariés. Chez les hommes de 25 à 64 ans, la diminution aurait été de 13 % dans cette période. En revanche, les salaires médians des travailleurs masculins comptant plus de deux ans d'ancienneté étaient, en 2004, de 2 points de pourcentage plus élevés qu'en 1981 (figure 7a). Ainsi, l'écart salarial entre les hommes nouvellement embauchés et les autres se serait nettement accru dans les deux dernières décennies. Le fossé se serait également creusé chez les femmes, les salaires

médians des femmes nouvellement embauchées et des autres ayant respectivement diminué d'environ 2 % et augmenté de 14 % (figure 8a).

V.1 Contrôles de robustesse

Comme nous l'avons signalé, les enquêtes ayant servi à dégager ces tendances (EA, EAS et EPA) pourraient montrer des variations fictives des *niveaux* salariaux. Les tendances demeureront cependant exemptes de biais sur le plan des salaires *relatifs si* ces variations artificielles – s'il s'en présente – sont d'une incidence semblable sur les travailleurs nouvellement embauchés et les travailleurs ayant plus d'ancienneté. Il est assurément difficile de vérifier si tel est le cas ou non, mais nous saurons mieux si la baisse des salaires relatifs des travailleurs nouvellement embauchés, observées aux figures 7a et 8a, n'a rien d'un effet artificiel en examinant si l'accroissement de l'écart entre les nouveaux embauchés et les autres d'après nos enquêtes s'observe aussi dans d'autres sources de données.

Nous pouvons nous reporter à cette fin à l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) qui livre, pour la période 1981-1997, des microdonnées homogènes sur les salaires et traitements annuels des travailleurs, les semaines travaillées dans l'année de référence, l'ancienneté chez l'employeur et les heures travaillées dans le mois d'enquête. Comme l'EFC a lieu chaque année en avril ou mai, nous définirons les travailleurs nouvellement embauchés comme ceux qui auront déclaré de 16 à 24 mois d'ancienneté dans le mois d'interview. En faisant intervenir le critère d'un nombre minimal de 16 mois d'ancienneté au moment de l'interview, nous avons le plus de chances que les salaires et traitements déclarés en valeur annuelle totale pour l'année de référence, c'est-à-dire l'année précédant l'interview, viennent d'un *seul emploi*. Pour les travailleurs qui ne font pas de cumul d'emplois – c'est plus de 90 % de toute la main-d'œuvre –, nous excluons avec ce critère la possibilité que les valeurs salariales annuelles déclarées soient la somme des salaires reçus dans des *emplois occupés successivement* dans l'année de référence[18]. En exigeant que les travailleurs comptent au plus 24 mois d'ancienneté, nous pouvons mesurer les gains des gens embauchés assez récemment, tout en gardant une taille d'échantillon acceptable. À la suite de Johnson et Kuhn (2004), nous calculons les salaires horaires par le quotient des valeurs salariales annuelles des travailleurs l'année précédente et du nombre de semaines travaillées cette même année multiplié par le nombre d'heures travaillées le mois de l'enquête[19]. Nous comparons ensuite les tendances des salaires horaires ainsi obtenus à celles qui se dégagent des enquêtes spéciales précédemment utilisées.

Le tableau 7 présente les résultats de cette comparaison. Les deux sources de données indiquent que les salaires médians des hommes et des femmes nouvellement embauchés ont été en décroissance de 1981 à 1986[20]. La baisse observée est cependant moindre avec les données de

18 Les valeurs salariales annuelles déclarées pour l'année de référence seraient liées à une pluralité d'emplois seulement si les travailleurs avaient été en cumul d'emplois à un moment quelconque de l'année. Comme 6 % ou plus des travailleurs occupés ont cumulé les emplois de 1981 à 1997 (Sussman, 1998), cette limitation n'influera sans doute pas sur nos résultats.

19 Les gens ayant tiré un revenu d'un travail indépendant dans l'année de référence sont exclus de notre échantillon EFC de travailleurs nouvellement embauchés.

20 Les données de l'Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984 ne peuvent servir à cette comparaison, puisque celle-ci n'a pas l'ancienneté comme variable continue. Dans cette enquête, les catégories d'ancienneté suivantes sont visées : 6 mois ou moins, 7 à 12 mois, 13 à 60, 61 à 120, 121 à 240 et plus de 240.

l'EA qu'avec les données de l'EFC. Ainsi, les premières semblent indiquer que, dans cette période, les salaires des hommes (femmes) nouvellement embauchés ont régressé de 3 (2) points; les secondes font voir une diminution de 10 (6) points.

Pour la seconde moitié des années 1980, les tendances sont plus convergentes, sans doute parce qu'il n'y a que l'EA de 1986-1990 d'un côté et l'EFC de l'autre. Selon ces deux enquêtes, les salaires médians des hommes et des femmes nouvellement embauchés auraient augmenté de 1986 à 1990. La hausse serait de 5 à 8 points pour les hommes et de 6 à 7 points pour les femmes, d'où l'impression que les salaires des travailleurs nouvellement embauchés sont procycliques. Ajoutons que l'une et l'autre de ces enquêtes montrent que les salaires médians des autres travailleurs de sexe masculin n'ont pas bougé dans la même période.

On peut cerner la possibilité de variations fictives des niveaux salariaux en comparant les variations des salaires médians selon l'EA de 1986-1990 et l'EPA et selon l'EFC. Dans le premier cas, les salaires médians des hommes nouvellement embauchés auraient décru de 16 points de 1990 à 1997 et, dans le second, la décroissance ne serait que de 9 points. Chez les femmes, il y aurait une baisse de 8 points dans le premier cas et une hausse légère dans le second.

On peut nettement voir à ces chiffres que, en passant de l'EA de 1981 à l'EA de 1986-1990 et de cette dernière enquête à l'EPA, on risque de prêter des variations fictives aux salaires médians. Qu'elles soient artificielles ou non, ces variations ont souvent des sens opposés. Avec l'EFC comme enquête de comparaison, la combinaison EA 1981-EA 1986-1990 produit des taux supérieurs de croissance salariale pour les travailleurs nouvellement embauchés, mais la combinaison EA 1986-1990-EPA produit, elle, des taux inférieurs. Dans le cas des hommes nouvellement embauchés, les deux « biais » possibles s'annulent presque. Ainsi, que nous utilisions l'EFC ou combinions l'EA de 1981 et l'EPA, nous constatons que les salaires médians des hommes nouvellement embauchés ont décru de 12 % à 14 % de 1981 à 1997.

Le plus important, c'est que, selon tant l'EFC que les enquêtes spéciales utilisées dans cette étude, le fossé salarial entre les travailleurs nouvellement embauchés et les autres se serait creusé de 1981 à 1997. Suivant les enquêtes spéciales en question, les salaires médians se seraient élevés dans cette période de 17 (14) points de moins chez les hommes (femmes) nouvellement embauchés que chez les autres travailleurs du même sexe. Selon l'EFC, les valeurs correspondantes sont de 11 et 6 points pour les hommes et les femmes. Ces tendances qualitatives convergentes observées à l'une et à l'autre de ces sources de données démontrent largement que la décroissance des salaires relatifs des salariés nouvellement embauchés, observées aux figures 7a et 8a, n'a rien d'un effet artificiel.

V.2 Effets de composition

Comme nous l'avons montré, les gains des jeunes travailleurs ont reculé dans les années 1980 par rapport à ceux des travailleurs plus âgés. Comme il y a bien plus de roulement chez les jeunes salariés que chez les autres, la baisse décrite des salaires relatifs des nouveaux embauchés pourrait simplement s'expliquer par des différences plus marquées de structure salariale par âge.

Les données n'accréditent pas cette thèse, puisque les salaires relatifs des travailleurs nouvellement embauchés ont diminué dans les tranches d'âge. Quel que soit le groupe d'âge

considéré, les salaires médians des travailleurs masculins nouvellement embauchés ont, durant la période 1981-2004, augmenté d'au moins 10 points de pourcentage de moins que ceux de leurs homologues ayant davantage d'ancienneté (figures 7b-c-d). De plus, les salaires médians des femmes nouvellement embauchées de 45 à 64 ans se sont accrus dans une proportion inférieure d'au moins 25 points au taux de progression salariale des femmes comptant plus de deux ans d'ancienneté (figure 8d). La seule exception à cette tendance se trouve chez les femmes âgées de 25 à 34 ans. Au sein de ce groupe, les salaires des nouvelles employées et ceux des autres employées montrent des taux de croissance très semblables (figure 8b).

Les travailleurs nouvellement embauchés, jeunes et vieux, ont vu leurs salaires régresser par rapport à ceux de leurs homologues de plus grande ancienneté, mais on pouvait constater la même tendance qualitative chez les diplômés d'université et les autres diplômés (figure 9). De plus, la baisse des salaires relatifs des nouveaux employés est observée tant dans le secteur de la fabrication que dans d'autres secteurs (figure 10). De fait, les données suggèrent que les salaires réels des nouveaux employés masculins ont chuté de 19 % entre 1981 et 2004.

Quels sont les facteurs à l'origine de la décroissance des salaires relatifs des travailleurs nouvellement embauchés? On peut naturellement évaluer si, dans sa composition, le groupe de ces travailleurs a connu une évolution qui tend à enfoncer ses salaires par rapport à ceux des autres travailleurs. Pour vérifier si tel est le cas ou non, nous présentons certaines caractéristiques des travailleurs nouvellement embauchés et des autres salariés en 1981 et 1998, dernière année pour laquelle le codage professionnel (CTP 1980) et industriel (CTI 1980) de l'EPA soit comparable au codage de l'EA de 1981.

En fait, les effets de composition paraissent avoir joué un certain rôle. Premièrement, le taux de syndicalisation relatif des nouveaux employés a chuté de façon drastique entre 1981 et 1998. Par exemple, le taux de syndicalisation des nouveaux employés masculins a baissé de 38 % en 1981 à 18 % en 1998 (tableau 8). En revanche, le taux de syndicalisation des autres employés masculins a baissé seulement de six points de pourcentage (passant de 48 % à 42 %). Le taux de syndicalisation des nouvelles employées a également baissé de façon substantielle, tandis que celui des autres employées a augmenté légèrement[21].

Deuxièmement, la proportion de travailleurs à plein temps a un peu diminué chez les hommes nouvellement embauchés et n'a guère évolué chez les autres. Troisièmement, les proportions de femmes employées dans les services publics ont respectivement décru de neuf points et augmenté de six points. Par ailleurs, les salaires médians en expression logarithmique des hommes et des

21 Pour évaluer dans quelle mesure le recul de la syndicalisation des nouveaux salariés tient à des effets de composition, nous avons groupé les données de 1981 et 1998 et exploité un modèle probabiliste linéaire de l'adhésion syndicale que nous avons estimé séparément pour les hommes et les femmes nouvellement embauchés. Le vecteur de covariables utilisé comprenait toutes les variables du tableau 8 sauf les valeurs salariales en expression logarithmique. Les résultats indiquent que, une fois prises en compte les variables de contrôle de l'âge, de la scolarité, du travail à plein temps, de l'industrie, de la profession et de l'ancienneté, le recul de la syndicalisation des hommes nouvellement embauchés est de 16 points de 1981 à 1998, soit 80% de la baisse observée dans les données brutes. Chez les femmes, il est de 7 points, soit 60% de la diminution qui se dégage des données brutes. Ainsi, la majeure partie de la baisse du taux de syndicalisation des nouveaux employés persiste après avoir tenu compte des effets de composition.

femmes nouvellement embauchés se sont accrus de 19 à 20 points de moins que les salaires correspondants de leurs homologues ayant plus d'ancienneté.

Pour chiffrer l'effet de ces variations de composition des travailleurs nouvellement embauchés et des autres, nous groupons les données de 1981 et 1998 et estimons des équations salariales en expression logarithmique qui comportent un indicateur de nouveau salarié (qui est de 1 pour les salariés ayant de 1 à 24 mois d'ancienneté et de 0 pour les autres), un indicateur binaire pour l'année 1998 (1981 étant l'année de référence) et un terme d'interaction de ces deux indicateurs ((In_81-98). Ce terme nous indique simplement dans quelle proportion moindre les salaires en expression logarithmique des travailleurs nouvellement embauchés ont augmenté de 1981 à 1998 par rapport à ceux des autres travailleurs. Outre ces variables, nous utilisons des variables de contrôle pour l'âge (quatre catégories : 25 à 34 ans, 35 à 44, 45 à 54 et 55 à 64), la scolarité (diplôme universitaire ou non), l'adhésion syndicale, le travail à temps partiel, l'industrie (8 grands groupes d'industries) et la profession (8 grands groupes de professions)[22]. Ces variables représentent l'ensemble complet de variables explicatives.

Nous estimons également des modèles qui contiennent, outre l'indicateur de nouveau salarié, l'indicateur binaire pour l'année 1998 et la variable In_81_98, un ensemble restreint de variables explicatives X. Un groupe de modèles vise à tenir compte de l'influence de facteurs reliés à l'offre de travail et contient l'âge et le niveau de scolarité. L'autre groupe de modèles vise à tenir compte d'autres facteurs (par exemple, ceux reliés à la demande de travail ou à des institutions telles que les syndicats) et inclut dans X, l'adhésion syndicale, le travail à temps partiel, l'industrie et la profession. Nous estimons des régressions séparées pour les hommes et les femmes âgés de 25 à 64 ans, de 25 à 44 ans et de 45 à 64 ans, ce qui donne un total de 18 modèles distincts (3 spécifications pour chacun des six groupes d'âge-sexe).

On en trouvera les résultats au tableau 9. La première ligne indique la valeur de In_81-98 sans variables de contrôle, c'est-à-dire la proportion moindre de progression des salaires moyens en expression logarithmique des travailleurs nouvellement embauchés par rapport à la progression qu'ont connue les autres travailleurs de 1981 à 1998. On constate par exemple que, en expression logarithmique, les salaires médians des hommes nouvellement embauchés de 45 à 64 ans ont progressé dans une proportion moindre de 15 points par rapport à ceux des hommes de plus grande ancienneté dans cette période.

Le fossé que l'on voit se creuser entre les travailleurs nouvellement embauchés et les autres s'explique-t-il simplement par des effets de composition? La réponse est : non. Chez les hommes de 25 à 64 ans, la valeur de In_81-98 tombe de -0,187 à -0,147 une fois ajouté l'ensemble complet des variables de contrôle. Ceci montre que que les effets de composition expliquent environ le quart de la diminution des salaires relatifs des travailleurs nouvellement embauchés dans cet échantillon (tableau 9). Dans le cas des hommes de 25 à 44 ans ou celles de 45 à 64 ans, les effets de composition expliquent une portion moindre de l'accroissement de l'écart. Quel que

22 Nous employons des catégories d'âge discontinues, puisque l'Enquête sur l'activité de 1981 ne comprend pas l'âge comme variable continue. Comme nous l'avons mentionné, le recodage de la question de l'EPA sur la scolarité au début des années 1990 implique que seule une prise en compte générale est possible pour les années de scolarité dans une distinction établie entre les diplômés d'université et les autres. L'indicateur de l'adhésion syndicale prend la valeur 1 si un travailleur est syndiqué (ou ne l'est pas, tout en étant assujetti à une convention collective) et la valeur 0 dans les autres cas.

soit l'échantillon considéré, les effets de composition n'expliquent pas plus de la moitié de la baisse des salaires relatifs des nouvelles employées.

Pour toutes les combinaisons d'âge et de sexe à l'exception des hommes âgés de 45 à 64 ans, les modèles qui ne tiennent compte que de l'âge et du niveau de scolarité expliquent une part moindre de la baisse des salaires relatifs des nouveaux employés que les modèles qui tiennent compte de variables reliées à la demande de travail et aux changements institutionnels. Ceci peut être constaté en notant qu'en général, la valeur de In_81_98 diminue moins avec le premier type de modèles qu'avec le second. Ce résultat implique que, en général, les variables reliées à la demande de travail et aux changements institutionnels ont davantage contribué à creuser l'écart salarial entre les nouveaux employés et les autres employés que celles reliées à l'offre de travail[23].

On constate donc que, si l'évolution des caractéristiques individuelles et professionnelles a nettement contribué à la décroissance des salaires relatifs des travailleurs nouvellement embauchés depuis 20 ans, la majeure partie de ce recul reste inexpliquée même après la prise en compte de ces variations. En d'autres termes, les salaires relatifs des salariés nouvellement embauchés ont diminué dans les cellules cocaractérisées par l'âge, la scolarité, l'adhésion syndicale, l'industrie et la profession, ce qui fait penser que les employeurs canadiens auraient diminué les salaires offerts aux nouveaux venus.

VI. Changements dans le profil âge-salaire des nouveaux arrivants

Ces baisses des offres salariales pour les nouveaux employés ont été associées à des changements dans le profil âge-salaire des nouveaux arrivants sur le marché du travail[24]. Ches les hommes, les cohortes successives de nouveaux arrivants—approximés par les hommes âgés de 25 à 34 ans—ont vu leurs salaires à l'entrée diminuer entre le début des années quatre-vingts et la fin des années quatre-vingt-dix. Entre 1981 et 1999—années durant lesquelles le taux de chômage s'est élevé à 7.5 % et 7.6 %, respectivement—les salaires médians des hommes âgés de 25 à 34 ans ont baissé d'environ 14 points de pourcentage (tableau 10, section I)[25]. Les salaires à l'entrée pour

23 On pourrait soutenir que des changements non observables dans la qualité des travailleurs ont contribué à creuser l'écart salarial entre les nouveaux employés et les autres employés. Ceci pourrait survenir si une plus grande fraction de travailleurs peu qualifiés avaient intégré le marché du travail en 1998 qu'en 1981. Les données sur le taux d'emploi des hommes ne supportent pas cette thèse. En 1998, le taux d'emploi des hommes âgés de 25 à 54 ans s'élevait à 84.4% et donc, n'était pas plus élevé que le taux de 89.7% observé en 1981. Ainsi, il semble peu probable que l'accroissement de l'écart salarial entre les nouveaux employés et les autres employés soit attribuable à l'entrée sur le marché du travail de travailleurs ayant relativement peu de compétences.

24 Le but de cette section est simplement de fournir certaines indications de nature descriptive quant à l'évolution des profils âge-salaire d'un certain nombre de cohortes qui se sont succédées sur le marché du travail au cours des deux dernières décennies. Évaluer dans quelle mesure les changements des profils âge-salaire de plusieurs cohortes de nouveaux arrivants sont dûs à des facteurs spécifiques à une cohorte, à des effets cycliques, des tendances de long terme ou à des baisses des salaires offerts aux nouveaux employés dépasse le cadre de cette étude. Pour une analyse économétrique qui applique cette distinction pour la période 1981-1998, voir Townsend et Green (2002).

25 On peut le constater en notant que la valeur médiane du logarithme des salaires de ce groupe s'élevait à 2.77 en 1999, en baisse par rapport à la valeur de 2.91 observée en 1981 (tableau 10, section I).

les jeunes hommes ont cessé de diminuer après 1999. Tout comme l'ont démontré Beaudry et Green (2000), les salaires à l'entrée pour les jeunes hommes ont baissé tant pour les diplômés universitaires que pour les autres jeunes hommes, du moins jusqu'en 1997.

Les profils âge-salaire de différentes cohortes sont-ils devenus plus abrupts? Il n'y a pas de réponse unique à cette question. Pour la cohorte de 1989 sans diplôme universitaire, la réponse est clairement non. Entre 1989 et 1999, les membres de cette cohorte ont vu leurs salaires médians augmenter de huit points de pourcentage, pas plus que la hausse de dix points enregistrée par la cohorte de 1981 entre 1981 et 1988 (tableau 10, section II)[26]. Ceci donne à penser que, comparativement à la cohorte de 1981, la cohorte de 1989 a été caractérisée par un profil âge-salaire plus bas mais non plus abrupt. En revanche, les membres de la cohorte de 1997 ont vu leurs salaires médians augmenter de 13 points de pourcentage entre 1997 et 2004, soit un peu plus que la hausse enregistrée entre 1981 et 1988 par la cohorte de 1981. De même, les diplômés universitaires appartenant à la cohorte de 1997 ont enregistré une hausse de leurs salaires médians égale à 23 points de pourcentage, soit un peu plus que la hausse de 19 points enregistrée entre 1981 et 1988 par la cohorte de 1981 (tableau 10, section III).

On peut trouver certains indices que le profil âge-salaire des nouveaux arrivants masculins est devenu plus abrupt en examinant les salaires médians des diplômés universitaires membres de la cohorte de 1989, 15 ans après leur entrée, soit en 2004. Durant la période 1989-2004, les membres de cette cohorte ont un enregistré une hausse de 35 points (du logarithme) de leur salaires médians, soit beaucoup plus que la hausse de 27 points enregistrée entre 1981 et 1997 par la cohorte de 1981[27]. Ainsi, leurs salaires médians ont rejoint ceux observés en 1997 pour la cohorte de 1981. Toutefois, cette convergence complète n'est pas observée pour les membres de la cohorte de 1989 qui n'ont pas de diplôme universitaire. Contrairement à leurs homologues qui ont un diplôme universitaire, ces individus avaient toujours, en 2004, des salaires moindres que ceux observés en 1997 pour la cohorte de 1981.

Les changements du profil âge-salaire ont été moins prononcés pour les jeunes femmes. Bien qu'on trouve certaines indications que leurs salaires à l'entrée aient fléchi entre 1981 et 1989 (en particulier, pour les diplômés universitaires), les membres de la cohorte de 1989 avaient, en 2004, à peu près les mêmes salaires que ceux observés en 1997 pour la cohorte de 1981 (tableau 11). Tel était le cas tant pour les diplômées universitaires que pour les autres jeunes femmes.

VII. Emplois temporaires

Les employeurs canadiens pourraient avoir réagi à l'évolution du cadre où s'exerce leur activité non seulement en abaissant les salaires offerts à leurs nouveaux travailleurs, mais aussi en destinant des emplois temporaires à une proportion croissante de ces travailleurs. Chez les hommes et les femmes de 25 à 64 ans qui occupaient un emploi dans le secteur privé (il s'agit ici de toutes les branches d'activité à l'exception de l'administration publique), la fréquence des

26 Le taux de chômage canadien était semblable pour ces diverses années. Il s'est élevé à 7.5% en 1981, 7.8% en 1988, 7.5% en 1989 et 7.6% en 1999.

27 Puisque le taux de chômage était plus élevé en 1997 (9.1%) qu'il ne l'a été jusqu'à maintenant en 2004 (variant de 7.0% à 7.5%), la croissance des salaires plus forte enregistrée par la cohorte de 1989 pourrait refléter partiellement un effet cyclique, plutôt qu'une augmentation de la pente du profil âge-salaire.

emplois temporaires a monté de 5 % en 1989 à 9 % en 2004 (tableau 12)[28]. Précisons que ces chiffres comprennent les emplois permanents occupés déjà depuis plusieurs années par les membres clés du personnel des employeurs. Soucieux de ne pas nuire au moral ni à la productivité, la plupart des employeurs hésiteront à faire de ces emplois des emplois temporaires. Ainsi, si on s'attache aux statistiques globales, on se trouve à sous-estimer le degré de transformation des emplois dans les entreprises par le recours à l'emploi temporaire.

Si on veut mieux voir dans quelle mesure les entreprises se sont adaptées à l'évolution des conditions par l'emploi temporaire, on peut plus utilement regarder l'évolution de la fréquence des emplois temporaires chez les travailleurs nouvellement embauchés. On constate dans ce cas que, en 1989, 11 % des salariés nouvellement embauchés occupaient des emplois temporaires. En 2004, 21 % de tous les emplois détenus par des employés nouvellement embauchés étaient des emplois temporaires. Mesuré dans le sous-ensemble des travailleurs nouvellement embauchés, l'emploi temporaire s'est accru de 10 points de pourcentage dans le secteur privé; c'est plus du double de l'augmentation observée pour l'ensemble des salariés du secteur privé. Chez les employés comptant une année d'ancienneté ou moins, la fréquence du travail temporaire est passée de 14 % en 1989 à 25 % en 2004 (annexe 4).

Dans l'ensemble de l'économie, la fréquence des emplois temporaires a monté de 12 % en 1989 à 22 % en 2004 chez les travailleurs nouvellement embauchés. Ce mouvement était généralisé. On l'observait dans l'emploi à plein temps, l'emploi syndicalisé ou non, le groupe d'âge 25-34 ans et les tranches d'âge supérieures, de même que chez les hommes et les femmes et les diplômés d'université et les autres[29] [30].

Que les proportions respectives d'emplois faiblement et bien rémunérés n'aient pas changé outre mesure depuis 20 ans nous cache la double tendance importante a) d'une diminution des salaires relatifs et b) d'une ample montée en fréquence de l'emploi temporaire chez les salariés nouvellement embauchés[31].

VIII. Participation à des régimes de retraite

La rémunération totale des salariés au Canada comprend, outre les salaires, divers avantages sociaux comme la participation aux régimes de soins dentaires et d'assurance-vie et aux régimes complémentaires d'assurance-maladie. Les régimes de retraite d'employeurs, qui comprennent

---

28 Comme l'ESG de 1989 et 1994 et l'EPA de 1997-2004 permettent de distinguer les étudiants à plein temps des autres, l'échantillon du tableau 12 est formé des travailleurs de 25 à 64 ans qui n'étudiaient pas à plein temps.

29 Il y a des données non présentées qui indiquent que, chez les travailleurs nouvellement embauchés, l'emploi temporaire a encore plus augmenté dans le cas des gens de 17 à 24 ans. En 2004, une franche proportion de 32 % des travailleurs nouvellement embauchés de 17 à 24 ans occupaient des emplois temporaires; c'est presque trois fois le taux de 11 % relevé en 1989.

30 Toutes ces conclusions qualitatives s'appliquent quand on définit les nouveaux employés comme ayant une année d'ancienneté ou moins. Voir l'annexe 4.

31 Comme l'ESG de 1989 ne renseigne pas sur les salaires horaires, il est impossible d'évaluer dans quelle mesure le recul des salaires relatifs qui s'est opéré de 1989 à 2004 chez les travailleurs nouvellement embauchés est dû à cette montée en fréquence de l'emploi temporaire.

les régimes de pensions agréés (RPA), les REER collectifs et les régimes de participation différée aux bénéfices tiennent une place de choix dans cette rémunération. Pour juger si les emplois rémunérateurs ont perdu de leur importance relative au fil des ans, on devrait idéalement calculer la valeur des diverses prestations non salariales dans les différents emplois. Des limites des données viennent malheureusement restreindre la capacité que nous avons a) de fixer une valeur monétaire à la masse des prestations et b) de cerner l'évolution de la participation aux régimes selon les diverses prestations en question.

Les données dont nous disposons n'en permettent pas moins d'examiner l'évolution depuis 20 ans de la participation des salariés aux régimes de pensions agréés. La base de données RPAC sur les régime de retraite au Canada indique que la proportion de salariés participant à des RPA a diminué de 6 points depuis les premières années de la décennie 1980, passant de 47 % en 1981 à 41 % en 2000. Chez les hommes, cette participation est en baisse de plus de 10 points et, chez les femmes, en hausse modérée (figure 11).

Comment la participation aux RPA a-t-elle évolué à l'échelle des tranches d'âge? Comme la base RPAC ne renseigne pas sur l'âge, nous devons nous reporter à la Banque de données administratives longitudinales (base DAL) pour répondre à cette question, ce que nous ferons par deux mesures de la participation aux régimes de retraite : 1) proportion de déclarants fiscaux participant à un régime contributif et 2) proportion de déclarants participant à un régime contributif ou non[32]. La première de ces mesures, qui vise environ les trois quarts de tous les travailleurs inscrits à des RPA, est disponible depuis 1986 et figure au tableau 13. La seconde, présentée au tableau 14, n'est disponible que depuis 1991[33].

La proportion de déclarants de sexe masculin participant à de tels régimes a nettement diminué depuis 1986 dans la plupart des tranches d'âge. Elle a régressé de 7 à 12 points chez les hommes de 25 à 64 ans (tableau 13). En revanche, elle a légèrement augmenté chez les femmes de 45 à 54 ans, tout en diminuant de trois points ou moins chez les autres. Ainsi, la proportion de déclarants fiscaux inscrits à un RPA n'a guère évolué chez les femmes, tout en décroissant chez les hommes de 1986 à 2001.

Pour la plupart, ces tendances qualitatives se vérifient lorsque nous considérons la proportion de déclarants fiscaux qui participent à un RPA, contributif ou non. Par cette mesure plus globale de la participation des salariés pour la seule période 1991-2001, nous constatons une fois de plus

---

32 On dégage cette seconde mesure par la proportion des déclarants fiscaux présentant des valeurs positives de facteur d'équivalence (FE). Il s'agit là de la somme des crédits acquis pour l'année, s'il y en a, dans les régimes de participation différée aux bénéfices ou les régimes de pensions agréés que parrainent les employeurs des contribuables. L'adhésion aux régimes de participation différée aux bénéfices représente une très faible proportion de la participation aux RPA; en 1993, cette proportion n'était que de 7 % (Frenken, 1995). Ainsi, les variations de la proportion de déclarants fiscaux à FE positif devraient surtout correspondre aux variations de la proportion de déclarants qui participent à des RPA.

33 L'échantillon des tableaux 13 et 14 comprend les déclarants fiscaux de 17 à 64 ans dont les gains annuels (salaires et traitements, plus revenu net tiré d'un travail indépendant) s'établissaient à au moins 1 000 $ en dollars constants de 1994.

que la participation a décru chez les hommes de 25 à 64 ans et s'est accrue chez les femmes de 45 à 54 ans[34].

Certaines différences sont toutefois dignes de mention. Nos deux mesures de la participation aux régimes de retraite autorisent des conclusions différentes au sujet de l'évolution de la participation chez les femmes de 55 à 64 ans et chez les gens de 17 à 24 ans. Dans ces groupes, les proportions de déclarants cotisant à un RPA ont respectivement un peu baissé et été stables ou un peu en hausse.

Ensemble, ces résultats corroborent les conclusions de Morissette et Drolet (2001) selon lesquelles la participation à des régimes de pensions agréés a, depuis le milieu des années 1980, nettement diminué chez les hommes de 25 ans et plus, un peu baissé chez les femmes de 25 à 34 ans et augmenté chez les femmes de 45 à 54 ans[35].

IX. Conclusion

Des reportages récents des médias aux États-Unis et au Canada font voir une plus grande possibilité que les nouvelles formes de délocalisation aient pour effet de chasser les emplois à l'étranger et d'éliminer des emplois rémunérateurs sur le marché du travail canadien. Notre examen de données homogènes sur les salaires horaires de l'Enquête sur la population active n'accrédite guère la thèse d'une déperdition de la masse des emplois bien rémunérés au pays de 1997 à 2004. De même, rien n'indique vraiment que la proportion d'emplois commandant un salaire horaire de moins de 10 $ se soit élevée dans cette période. Les emplois mal rémunérés ont gagné en importance relative seulement dans les services peu spécialisés. Ajoutons que les salaires médians n'ont guère été en croissance de 1997 à 2003, ce dont on peut quelque peu s'étonner si on considère que le PIB réel par habitant a progressé d'environ 3 % en moyenne annuelle au cours de cette période[36].

Nous nous abstenons de nous prononcer définitivement sur l'évolution des salaires de 1981 à 2004, mais les données présentées n'étayent guère la thèse d'une évolution en baisse depuis 20 ans de l'importance relative des emplois rémunérateurs, quelle qu'en soit la définition, ni ne permettent d'affirmer l'existence d'une évolution en hausse de l'importance relative des emplois commandant un salaire horaire de 10 $ pendant la même période[37].

Elles indiquent nettement en revanche que, même à l'intérieur des tranches d'âge, le fossé salarial s'est creusé dans les deux dernières décennies entre les *travailleurs nouvellement*

34 Aspect intéressant, la proportion de femmes de 45 à 54 ans cotisant à un RPA était à peu près la même en 2001 qu'en 1991.

35 Morissette et Drolet (2001) constatent une augmentation de la participation aux RPA chez les femmes de 35 à 54 ans, mais ils ne distinguent pas les tranches d'âge 35-44 et 45-54.

36 Voir les tableaux 397-0017 et 051-0001 de CANSIM.

37 Une limite de notre étude est qu'il nous est impossible avec les données actuelles d'évaluer si la masse des heures de travail non rémunérées a augmenté depuis 20 ans, auquel cas les tendances dégagées pour l'importance relative des emplois faiblement et bien rémunérés pourraient se révéler moins favorables que celles que nous décrivons.

embauchés et les autres. L'écart se serait accru dans la première moitié de la décennie 1980 et entre les premières et les dernières années de la décennie 1990. On en ignore pour l'instant les raisons, mais une explication possible est que, depuis les années 1980, les employeurs canadiens auraient réagi à l'évolution technologique et/ou à l'intensification de la concurrence intraindustrielle et étrangère en abaissant les salaires des travailleurs nouvellement embauchés, tout en maintenant ceux des travailleurs ayant plus d'ancienneté, et ce, peut-être pour entretenir le moral et la productivité chez leurs travailleurs clés.

Quels que soient les facteurs qui jouent, la baisse des salaires relatifs des nouveaux employés que décrit notre étude a de l'importance pour trois raisons. D'abord, elle peut expliquer la baisse appréciable des taux de démission relevés au Canada entre les dernières années des décennies 1980 et 1990[38]. En second lieu, elle peut avoir entraîné, entre les années quatre-vingts et les années quatre-ving-dix, une hausse des pertes salariales des travailleurs déplacés. Troisièmement, à moins que le profil salaire-ancienneté ne soit devenu plus abrupt, elle pourrait être l'indice d'un changement des offres salariales des entreprises pouvant mener à une future perte d'importance relative des emplois bien rémunérés.

Si l'importance relative des emplois rémunérateurs ne semble pas avoir beaucoup changé depuis 20 ans, d'autres changements auraient influé sur la qualité des emplois. Premièrement, l'importance relative des emplois temporaires est nettement en hausse chez les salariés nouvellement embauchés. Deuxièmement, on a pu observer des changements appréciables dans le cas des prestations non salariales. Depuis les premières années de la décennie 1980, le nombre de travailleurs de sexe masculin inscrits à un régime de pensions agréé a diminué. Que cette baisse ait eu pour contrepoids une hausse de la participation à des REER collectifs demeure une inconnue et une question impossible à traiter par manque de données appropriées. Même si ce gain avait entièrement compensé la perte de participation aux RPA que l'on a observée chez les hommes, une conséquence serait que le risque de placement lié aux régimes de retraite d'employeurs a été reporté dans bien des cas sur les travailleurs masculins plutôt que d'être assumé par les employeurs. Il en est ainsi depuis que, contrairement à la plupart des RPA, les REER collectifs ne garantissent pas aux travailleurs des prestations déterminées à l'heure de la retraite[39]. Quelles que soient les préférences des travailleurs de sexe masculin à l'égard des types de régimes de retraite d'employeurs qui leur sont offerts, c'est une évolution qu'il faudra garder à l'esprit au moment de tenter de mesurer l'évolution de l'importance relative des emplois respectivement bien et mal rémunérés au Canada.

---

38 Morissette (2004) indique que, si les taux de licenciement permanent n'ont guère évolué entre les dernières années des décennies 1980 et 1990, les taux de démission ont nettement diminué, eux, chez les hommes et les femmes de tout âge.

39 « Au 1er janvier 2000, 85 % des adhérents [à des RPA] participaient à des régimes à prestations déterminées. » Voir Régimes de pension au Canada, 1er janvier 2000, publication n° 74-401-XIB au catalogue, tableau 11, p. 36.

Tableau 1 : Salaires horaires médians (dollars de 2001), 1981-2004

I. Salariés de 17 à 64 ans	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
Année	N=	Salaires médians	N=	Salaires médians	N=	Salaires médians
1981	34 392	15,16	19 881	17,29	14 511	12,85
1984	32 952	15,61	17 713	18,24	15 239	12,92
1986	36 237	14,90	19 840	17,85	16 397	12,77
1987	42 944	15,14	23 284	17,85	19 660	12,85
1988	35 796	15,44	19 426	17,98	16 370	13,25
1989	35 763	15,33	19 105	17,75	16 658	13,08
1990	35 300	15,25	18 770	17,77	16 530	13,10
1997	46 891	15,26	24 108	17,17	22 783	13,52
1998	47 592	15,39	24 499	17,15	23 093	13,55
1999	47 952	15,27	24 604	17,22	23 348	13,55
2000	48 318	15,38	24 887	17,43	23 431	13,67
2001	50 263	15,38	25 488	17,43	24 775	13,91
2002	51 045	15,52	25 764	17,39	25 281	13,69
2003	51 827	15,23	25 980	17,13	25 847	13,90
2004	51 162	15,33	25 448	16,92	25 714	13,93
1981 contre 2004	-	1,1%		-2,2%	-	8,5%
1997 contre 2004	-	0,4%	-	-1,5%	-	3,0%

II. Salariés de 25 à 64 ans	Hommes et femmes		Hommes		Femmes	
Année	N=	Salaires médians	N=	Salaires médians	N=	Salaires médians
1981	26 437	16,60	15 649	18,95	10 788	13,83
1984	25 597	17,06	14 065	20,05	11 532	14,13
1986	29 269	16,77	16 358	19,38	12 911	14,10
1987	34 811	17,04	19 135	19,64	15 676	14,28
1988	29 019	17,16	15 878	19,74	13 141	14,22
1989	29 300	16,79	15 752	19,51	13 548	14,18
1990	29 215	16,71	15 526	19,23	13 689	14,07
1997	39 705	16,71	20 430	18,83	19 275	14,87
1998	40 247	16,77	20 687	18,84	19 560	14,94
1999	40 519	16,85	20 761	18,96	19 758	14,79
2000	40 616	17,10	20 920	19,20	19 696	14,93
2001	41 950	17,00	21 279	19,23	20 671	15,00
2002	42 808	17,06	21 516	19,03	21 292	15,04
2003	43 297	17,08	21 656	18,94	21 641	15,18
2004	42 754	16,92	21 216	18,58	21 538	15,31
1981 contre 2004	-	1,9%		-2,0%	-	10,7%
1997 contre 2004	-	1,2%	-	-1,4%	-	2,9%

Source : Enquête sur l'activité de 1981; Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984;
Enquête sur l'activité de 1986-1990; Enquête sur la population active de 1997-2004.

Tableau 2 : Répartition en pourcentage des salaires horaires (dollars de 2001), 1981-2004

Salaires horaires	Moins de 8 $	8 $ 9,99 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ 29,99 $	30 $ 34,99 $	35 $ et plus
I. Salariés de 17 à 64 ans								
1981	12,1	10,3	26,7	22,9	13,6	7,5	3,2	3,8
1984	12,0	11,0	24,2	21,8	15,9	8,1	3,9	3,2
1986	15,0	8,7	26,9	19,4	14,5	8,3	3,3	4,0
1987	14,0	10,4	25,0	21,1	14,6	7,9	3,3	3,7
1988	12,2	9,5	25,3	21,8	14,9	8,1	3,8	4,4
1989	13,7	9,4	25,4	21,8	14,0	7,9	3,7	4,1
1990	13,2	10,6	25,5	21,1	14,4	7,7	3,8	3,9
1997	12,4	11,2	24,3	21,7	15,1	7,5	4,2	3,7
1998	12,0	11,5	24,1	22,1	14,4	7,9	4,2	3,9
1999	12,7	10,0	25,7	20,3	14,7	8,6	4,0	4,1
2000	11,7	10,5	25,4	21,6	14,4	8,6	3,8	4,0
2001	10,6	9,6	26,1	21,4	14,1	9,0	4,5	4,7
2002	12,3	11,5	24,3	20,7	13,3	8,3	4,6	4,9
2003	11,9	11,9	24,5	21,3	12,9	8,6	4,5	4,5
2004	12,6	11,0	25,2	19,7	13,4	8,6	4,6	5,0
Variation :								
1986-2004	-2,4	2,3	-1,7	0,3	-1,2	0,3	1,3	1,0
1981-2004	0,5	0,7	-1,6	-3,1	-0,2	1,1	1,4	1,2
1997-98 vs 2003-04	0,0	0,1	0,6	-1,3	-1,6	0,9	0,4	0,9
(Écarts-types)	*0,2*	*0,2*	*0,3*	*0,3*	*0,3*	*0,3*	*0,3*	*0,2*
II. Salariés de 25 à 64 ans								
1981	8,8	8,4	24,8	24,7	15,6	9,1	3,9	4,6
1984	6,9	8,0	23,4	24,0	18,9	10,0	4,9	4,0
1986	9,0	6,9	26,0	21,8	17,3	10,1	4,0	4,8
1987	8,4	8,2	24,2	23,8	17,3	9,6	4,1	4,5
1988	7,5	7,2	23,8	24,1	17,4	9,8	4,7	5,5
1989	8,2	7,3	24,9	24,1	16,4	9,6	4,6	5,0
1990	8,4	8,3	24,8	23,4	16,6	9,2	4,5	4,7
1997	7,0	8,7	24,3	24,3	17,5	8,9	5,0	4,4
1998	6,6	9,2	23,9	24,7	16,7	9,3	5,0	4,6
1999	7,0	8,0	25,3	22,6	17,1	10,2	4,8	4,8
2000	6,4	8,3	25,0	24,1	16,8	10,2	4,5	4,8
2001	5,7	7,3	25,2	23,7	16,4	10,7	5,4	5,6
2002	6,8	9,4	24,1	23,1	15,5	9,8	5,5	5,8
2003	6,5	9,4	24,4	23,9	15,1	10,1	5,4	5,3
2004	6,9	8,8	25,1	22,2	15,6	10,2	5,5	5,9
Variation :								
1986-2004	-2,2	1,9	-1,0	0,4	-1,7	0,1	1,5	1,1
1981-2004	-2,0	0,4	0,2	-2,6	0,0	1,0	1,6	1,3
1997-98 vs 2003-04	-0,1	0,1	0,6	-1,5	-1,8	1,0	0,5	1,1
(Écarts-types)	*0,2*	*0,2*	*0,3*	*0,3*	*0,3*	*0,3*	*0,3*	*0,2*

Source : Enquête sur l'activité de 1981; Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984;
Enquête sur l'activité de 1986-1990; Enquête sur la population active de 1997-2004.

Tableau 3 : Indice des salaires horaires médians par industrie, 1997-2004 (1997=100)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
I. Salariés de 17 à 64 ans								
Industrie primaire et construction	100.0	99.1	102.9	103.7	104.0	106.0	103.8	102.0
Fabrication	100.0	99.1	99.8	101.1	100.4	99.6	99.7	98.7
Services très spécialisés	100.0	100.1	100.9	103.8	104.8	102.5	101.0	102.9
Services peu spécialisés	100.0	101.1	98.2	101.2	100.3	101.9	99.9	98.1
Commerce de gros et autres services	100.0	98.6	100.6	101.6	105.6	103.3	104.6	103.7
Services publics	100.0	97.8	99.9	97.8	97.7	101.0	98.2	99.7
II. Salariés de 25 à 64 ans								
Industrie primaire et construction	100.0	97.4	100.8	100.1	100.6	100.5	97.8	96.4
Fabrication	100.0	99.6	99.6	101.1	99.2	99.3	99.4	97.0
Services très spécialisés	100.0	102.1	103.8	104.9	106.4	104.1	103.8	104.3
Services peu spécialisés	100.0	100.6	97.4	100.5	101.7	101.0	101.2	100.5
Commerce de gros et autres services	100.0	96.5	98.0	101.8	104.4	105.0	105.4	104.3
Services publics	100.0	98.2	98.4	96.9	97.8	100.7	98.0	98.6

Source : Enquête sur la population active.

Tableau 4 : Répartition en pourcentage des salaires horaires en fabrication et dans les services très spécialisés

Salaires horaires	Salariés de 17 à 64 ans					Salariés de 25 à 64 ans				
	Moins de 10 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ et plus	Moins de 10 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ et plus
I. Fabrication										
1997	16,1	25,9	24,6	19,4	13,9	12,7	24,5	26,2	21,1	15,6
1998	17,4	24,5	23,8	18,3	16,0	14,0	23,1	25,1	20,0	17,9
1999	16,3	27,2	22,5	18,1	16,0	13,4	25,1	23,5	19,9	18,1
2000	14,3	27,3	24,2	18,2	15,9	11,5	25,0	25,3	20,1	18,1
2001	12,6	28,8	24,2	16,0	18,6	10,4	26,2	25,3	17,2	20,8
2002	16,6	26,9	23,8	15,6	17,1	13,6	25,2	25,1	17,0	19,1
2003	14,9	28,7	24,5	14,8	17,1	12,0	27,6	25,5	16,1	18,9
2004	15,9	29,0	21,7	15,2	18,2	12,7	27,9	22,7	16,5	20,3
1997-1998 contre 2003-2004	-1,4	3,7	-1,1	-3,9	2,7	-1,1	3,9	-1,5	-4,3	2,8
	0,6	*0,7*	*0,6*	*0,6*	*0,6*	*0,6*	*0,7*	*0,7*	*0,6*	*0,6*
II. Services très spécialisés										
1997	17,3	27,4	24,0	15,2	16,2	12,8	26,0	25,8	16,9	18,6
1998	17,1	26,3	24,6	15,0	17,0	12,5	25,0	26,4	16,8	19,4
1999	15,2	27,6	23,1	15,3	18,8	10,7	26,1	24,9	16,9	21,4
2000	15,1	26,6	24,4	15,0	18,9	10,8	24,8	25,9	16,9	21,6
2001	12,8	28,3	23,0	15,6	20,2	9,0	26,2	24,5	17,4	22,9
2002	16,8	26,6	23,1	13,6	19,9	12,0	25,3	24,8	15,3	22,7
2003	17,0	26,1	24,2	13,7	19,0	12,3	24,6	26,1	15,3	21,7
2004	16,6	27,0	22,1	15,0	19,3	11,8	25,7	24,0	16,8	21,8
1997-1998 contre 2003-2004	-0,4	-0,3	-1,1	-0,7	2,5	-0,6	-0,3	-1,1	-0,8	2,8
	0,5	*0,6*	*0,6*	*0,5*	*0,6*	*0,5*	*0,6*	*0,6*	*0,6*	*0,6*

Note : les écarts-types sont en italiques.
Source : Enquête sur la population active.

Tableau 5 : Répartition en pourcentage des salaires horaires dans les services peu spécialisés, le commerce de gros et les autres services

Salaires horaires	Salariés de 17 à 64 ans					Salariés de 25 à 64 ans				
	Moins de 10 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ et plus	Moins de 10 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ et plus
I. Services peu spécialisés										
1997	58.1	23.2	10.5	5.2	3.1	42.5	29.9	15.0	7.9	4.8
1998	55.8	23.7	11.9	5.2	3.4	40.4	29.4	17.3	7.8	5.1
1999	57.6	24.4	9.5	4.8	3.7	41.5	31.2	14.2	7.4	5.7
2000	57.2	24.0	10.5	5.1	3.2	41.0	30.9	15.4	7.8	5.0
2001	54.0	25.5	10.8	5.0	4.8	37.9	31.8	15.2	7.6	7.6
2002	58.9	24.0	9.6	4.1	3.4	43.6	31.2	13.8	6.3	5.3
2003	60.1	22.1	10.1	4.1	3.6	44.6	28.8	14.5	6.4	5.7
2004	59.9	22.6	9.6	4.1	3.8	43.9	29.4	14.4	6.4	5.9
1997-1998 contre 2003-2004	3.1	-1.1	-1.4	-1.1	0.5	2.8	-0.6	-1.7	-1.4	0.9
	0.7	*0.6*	*0.4*	*0.3*	*0.3*	*0.9*	*0.8*	*0.6*	*0.5*	*0.4*
II. Commerce de gros et autres services										
1997	26.1	25.9	21.2	12.9	13.9	18.2	26.1	24.1	15.0	16.5
1998	25.6	27.2	21.1	13.2	12.9	18.2	27.2	23.8	15.5	15.4
1999	24.0	28.2	21.2	12.5	14.1	16.9	28.0	23.6	14.7	16.9
2000	23.6	27.7	21.6	12.1	15.0	16.5	27.1	24.4	14.1	17.8
2001	19.7	26.5	23.4	13.7	16.8	13.0	25.6	25.7	15.8	20.0
2002	23.7	25.7	20.8	13.7	16.2	16.8	24.4	23.5	16.1	19.2
2003	24.4	24.5	21.8	11.9	17.5	16.7	23.9	24.6	13.9	20.8
2004	24.9	24.6	19.6	12.9	18.0	17.0	24.0	22.4	15.2	21.5
1997-1998 contre 2003-2004	-1.2	-2.0	-0.5	-0.6	4.3	-1.4	-2.7	-0.4	-0.7	5.2
	0.8	*0.7*	*0.8*	*0.6*	*0.7*	*0.7*	*0.8*	*0.8*	*0.7*	*0.8*

Note : les écarts-types sont en italiques.
Source : Enquête sur la population active.

Tableau 6 : Répartition en pourcentage des salaires horaires dans l'industrie primaire, en construction et dans les services publics

Salaires horaires	Salariés de 17 à 64 ans					Salariés de 25 à 64 ans				
	Moins de 10 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ et plus	Moins de 10 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ et plus
I. Industrie primaire et construction										
1997	15,2	22,5	23,0	20,1	19,2	9,3	20,4	24,5	23,3	22,6
1998	16,4	21,9	22,0	18,1	21,6	11,2	19,7	23,3	20,4	25,4
1999	15,1	24,4	18,8	19,1	22,8	10,3	20,7	19,9	22,2	26,9
2000	12,9	23,8	22,0	19,8	21,6	8,5	20,7	23,4	22,4	25,1
2001	11,4	24,4	21,4	18,8	24,1	7,6	20,3	22,5	21,4	28,2
2002	14,3	22,3	21,5	17,2	24,8	9,9	19,3	22,4	19,4	29,1
2003	15,0	22,4	22,7	17,7	22,2	10,1	19,8	24,3	19,7	26,0
2004	13,6	25,2	21,3	17,0	23,1	9,0	21,5	22,8	19,2	27,5
1997-1998 contre 2003-2004	-1,5	1,6	-0,5	-1,8	2,2	-0,7	0,6	-0,4	-2,4	2,8
	0,7	*0,8*	*0,8*	*0,7*	*0,8*	*0,6*	*0,8*	*0,9*	*0,8*	*0,9*
II. Services publics										
1997	9,2	21,1	26,2	19,0	24,7	6,6	20,0	26,8	20,1	26,4
1998	9,2	21,4	27,1	17,7	24,7	6,2	20,5	27,9	18,8	26,6
1999	8,8	22,9	24,5	18,9	24,9	6,2	21,7	25,0	20,1	26,9
2000	9,4	23,5	25,9	17,5	23,7	6,8	22,3	26,6	18,6	25,6
2001	8,7	22,7	25,6	17,4	25,6	6,3	21,2	26,3	18,5	27,7
2002	9,9	20,6	25,0	17,5	26,9	7,4	19,6	25,7	18,5	28,8
2003	9,8	22,5	24,7	16,9	26,1	7,3	21,3	25,4	17,9	28,1
2004	9,3	23,0	23,8	16,9	26,9	7,1	21,8	24,2	17,9	28,9
1997-1998 contre 2003-2004	0,4	1,6	-2,3	-1,5	1,9	0,8	1,3	-2,6	-1,5	2,0
	0,3	*0,5*	*0,5*	*0,5*	*0,5*	*0,3*	*0,5*	*0,6*	*0,5*	*0,6*

Note : les écarts-types sont en italiques.
Source : Enquête sur la population active.

Tableau 7 : Salaires horaires médians des salariés de 25 à 64 ans selon l'ancienneté, diverses sources de données (1981=100)

Hommes				
Sources de données	**Enquêtes spéciales***		**Enquête sur les finances des consommateurs**	
Ancienneté	**16-24 mois**	**25 mois et plus**	**16-24 mois**	**25 mois et plus**
Année				
1981	100,0	100,0	100,0	100,0
1986	96,9	106,4	90,0	99,2
1987	97,7	106,6	89,8	100,2
1988	103,4	108,8	96,4	100,6
1989	98,0	107,9	95,6	98,8
1990	104,5	106,0	94,6	100,6
1997	88,2	105,3	86,0	96,5
1998	90,9	105,7	-	-
1999	91,6	105,1	-	-
2000	94,8	106,4	-	-
2001	97,0	104,8	-	-
2002	94,0	104,1	-	-
2003	93,1	103,7	-	-
2004	88,5	104,3	-	-
Taille minimale d'échantillon	1 002	10 436	667	8 361
Variation : 1981-1997	**-11,8**	**5,3**	**-14,0**	**-3,5**

Femmes				
Sources de données	**Enquêtes spéciales***		**Enquête sur les finances des consommateurs**	
Ancienneté	**16-24 mois**	**25 mois et plus**	**16-24 mois**	**25 mois et plus**
Année				
1981	100,0	100,0	100,0	100,0
1986	98,4	102,9	93,6	103,2
1987	100,1	104,0	98,7	105,4
1988	101,0	104,2	95,5	100,8
1989	103,1	103,9	104,1	103,7
1990	104,6	103,3	100,5	107,2
1997	96,8	111,0	103,0	109,2
1998	100,1	111,0	-	-
1999	98,4	109,9	-	-
2000	101,8	111,4	-	-
2001	102,0	111,8	-	-
2002	101,3	112,6	-	-
2003	98,5	111,7	-	-
2004	100,2	114,1	-	-
Taille minimale d'échantillon	934	7 106	757	6 317
Variation : 1981-1997	**-3,2**	**11,0**	**3,0**	**9,2**

* : Enquête sur l'activité de 1981; Enquête sur l'activité de 1986-1990; Enquête sur la population active de 1997-2004.

Tableau 8 : Statistiques descriptives des travailleurs nouvellement embauchés et des autres salariés, 1981-1998

	Hommes de 25 à 64 ans				Femmes de 25 à 64 ans			
	Nouveaux salariés*		Autres salariés		Nouvelles salariées*		Autres salariées	
	1981	1998	1981	1998	1981	1998	1981	1998
Âge								
25-34	53,1	48,7	33,7	26,3	47,9	46,0	35,5	26,2
35-44	23,0	28,8	28,0	36,0	28,0	32,5	28,7	35,8
45-54	15,4	16,5	22,0	26,9	16,6	17,7	22,0	28,6
55-64	8,5	6,1	16,4	10,9	7,5	3,8	13,8	9,4
Grade universitaire								
Oui	16,3	22,4	15,5	20,8	13,4	21,8	11,8	20,0
Non	83,7	77,6	84,5	79,2	86,6	78,2	88,2	80,0
Syndicalisation								
Oui	38,3	18,1	48,0	41,8	26,9	16,2	37,6	40,0
Non	61,7	81,9	52,0	58,2	73,1	83,8	62,4	60,0
Travail à plein temps								
Oui	95,9	91,8	98,1	97,1	70,5	70,1	81,5	81,4
Non	4,1	8,2	1,9	2,9	29,5	29,9	18,5	18,6
Industrie								
Agriculture et pêche	2,1	2,5	0,7	1,0	1,7	1,7	1,0	0,7
Forêts et mines	6,9	3,7	4,0	2,9	0,8	0,7	0,7	0,5
Construction	15,8	11,3	5,2	5,1	1,7	1,2	1,2	1,0
Fabrication	21,7	20,5	29,7	28,8	13,7	12,4	15,7	11,4
Services de distribution	15,0	18,1	20,2	18,9	7,7	8,7	9,1	8,8
Services aux entreprises	8,1	12,6	7,1	8,6	11,8	16,5	13,3	14,5
Services de consommation	15,5	20,0	10,7	13,8	25,9	31,2	21,2	19,7
Services publics	14,9	11,5	22,5	21,1	36,6	27,6	37,9	43,5
Profession								
Professions libérales et gestion	8,4	13,2	14,2	17,8	4,5	14,2	9,2	17,9
Sciences naturelles ou sociales	13,5	14,2	13,8	16,0	23,4	19,4	22,1	26,4
Travail de bureau	3,9	5,5	8,4	6,4	30,8	24,4	36,3	27,9
Vente	8,4	8,5	8,5	6,4	8,8	10,2	8,5	6,5
Services	9,9	10,0	8,9	9,1	17,5	17,7	11,8	11,1
Industrie primaire et transformation	26,4	24,3	25,6	25,0	10,5	8,3	8,6	6,7
Construction	15,6	10,2	7,6	6,7	0,2	0,2	0,2	0,1
Autres	14,0	14,1	13,1	12,6	4,3	5,7	3,4	3,5
Ancienneté (mois)	11,9	10,2	146,7	150,0	11,6	10,5	107,1	131,3
Salaires médians en expression logarithmique	2,84	2,71	2,96	3,01	2,51	2,42	2,67	2,78
Taille d'échantillon	4 132	5 629	11 517	15 058	3 682	5 453	7 106	14 107

* : 1-24 mois d'ancienneté.

Source : Enquête sur l'activité de 1981; Enquête sur la population active de 1998.

Tableau 9 : Croissance des salaires relatifs des salariés nouvellement embauchés, 1981-1998

	Salariés de 25 à 64 ans		Salariés de 25 à 44 ans		Salariés de 45 à 64 ans	
ln_81-98	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
1. Sans variables de contrôle	-0.187***	-0.196***	-0.129***	-0.144***	-0.147***	-0.272***
Pseudo R^2	0,0265	0,0384	0,0300	0,0419	0,0314	0,0379
2. Éducation & scolarité	-0.181***	-0.161***	-0.169***	-0.121***	-0.109***	-0.219***
Pseudo R^2	0,0712	0,1073	0,0716	0,1093	0,0809	0,1104
3. Autres variables de contrôle*	-0.150***	-0.089***	-0.127***	-0.067***	-0.131***	-0.133***
Pseudo R^2	0,1436	0,2436	0,1420	0,2458	0,1591	0,2433
4. Toutes les variables de contrôle**	-0.147***	-0.099***	-0.121***	-0.0761***	-0.132***	-0.138***
Pseudo R^2	0,1562	0,2613	0,1552	0,2623	0,1696	0,2641
Taille d'échantillon	36 336	30 348	23 597	20 303	12 739	10 045

* Variables de contrôle d'adhésion syndicale, du travail à temps partiel, de l'industrie et de la profession (voir les détails dans le texte).
** Variables de contrôle de l'âge, de la scolarité, de l'adhésion syndicale, du travail à temps partiel, de l'industrie et de la profession (voir les détails dans le texte).
*** : statistiquement significatif au niveau de 1 %.

Source : Enquête sur l'activité de 1981; Enquête sur la population active de 1998.

Tableau 10 : Salaires médians (en logarithme) (dollars de 2001) des hommes, par cohorte, 1981-2004

	1981	1988	1989	1997	1999	2004
I. Hommes :						
Cohorte âgée de :						
25-34 ans en 1981	2,91	3,03	3,02	3,06	3,05	3,02
25-34 ans en 1988	-	2,88	2,89	2,97	3,00	3,00
25-34 ans en 1989	-	-	2,85	2,96	2,98	2,98
25-34 ans en 1997	-	-	-	2,79	2,86	2,92
25-34 ans en 1999	-	-	-	-	2,77	2,92
25-34 ans en 2004	-	-	-	-	-	2,80
II. Hommes sans diplôme universitaire						
Cohorte âgée de :						
25-34 ans en 1981	2,88	2,98	2,98	2,97	3,00	2,93
25-34 ans en 1988	-	2,84	2,85	2,92	2,94	2,92
25-34 ans en 1989	-	-	2,83	2,91	2,91	2,92
25-34 ans en 1997	-	-	-	2,74	2,79	2,87
25-34 ans en 1999	-	-	-	-	2,72	2,83
25-34 ans en 2004	-	-	-	-	-	2,73
III. Diplômés universitaires						
Cohorte âgée de :						
25-34 ans en 1981	3,08	3,27	3,24	3,35	3,35	3,43
25-34 ans en 1988	-	3,05	3,03	3,26	3,30	3,37
25-34 ans en 1989	-	-	3,00	3,22	3,30	3,35
25-34 ans en 1997	-	-	-	2,97	3,10	3,20
25-34 ans en 1999	-	-	-	-	3,03	3,20
25-34 ans en 2004	-	-	-	-	-	3,02

Source : Enquête sur l'activité de 1981;
Enquête sur l'activité de 1988-1989;
Enquête sur la population active de 1997, 1999 and 2004.

Tableau 11 : Salaires médians (en logarithme) (dollars de 2001) des femmes, par cohorte, 1981-2004

	1981	1988	1989	1997	1999	2004
I. Femmes :						
Cohorte âgée de :						
25-34 ans en 1981	2,65	2,69	2,67	2,75	2,76	2,76
25-34 ans en 1988	-	2,64	2,66	2,74	2,73	2,75
25-34 ans en 1989	-	-	2,65	2,74	2,72	2,75
25-34 ans en 1997	-	-	-	2,63	2,69	2,75
25-34 ans en 1999	-	-	-	-	2,63	2,76
25-34 ans en 2004	-	-	-	-	-	2,69
II. Femmes sans diplôme universitaire						
Cohorte âgée de :						
25-34 ans en 1981	2,61	2,62	2,61	2,67	2,69	2,66
25-34 ans en 1988	-	2,61	2,60	2,65	2,65	2,67
25-34 ans en 1989	-	-	2,59	2,64	2,64	2,66
25-34 ans en 1997	-	-	-	2,55	2,58	2,63
25-34 ans en 1999	-	-	-	-	2,54	2,63
25-34 ans en 2004	-	-	-	-	-	2,57
III. Diplômées universitaires						
Cohorte âgée de :						
25-34 ans en 1981	2,98	3,15	3,10	3,17	3,17	3,22
25-34 ans en 1988	-	2,95	2,97	3,12	3,13	3,15
25-34 ans en 1989	-	-	2,93	3,11	3,13	3,15
25-34 ans en 1997	-	-	-	2,91	3,01	3,09
25-34 ans en 1999	-	-	-	-	2,95	3,07
25-34 ans en 2004	-	-	-	-	-	2,93

Source : Enquête sur l'activité de 1981;
Enquête sur l'activité de 1988-1989;
Enquête sur la population active de 1997, 1999 and 2004.

Tableau 12 : Pourcentage de salariés* occupant des emplois temporaires selon certaines caractéristiques, 1989-2004

Année	1989	1994	1998	2004
I. Ensemble des industries sans les administrations publiques				
Hommes et femmes	5	7	8	9
Nouveaux employés**	11	16	21	21
Autres employés	3	5	3	5
II. Ensemble des industries				
Hommes et femmes	5	7	9	9
Nouveaux employés**	12	16	22	22
Autres employés	3	5	4	5
Travail à plein temps	4	6	7	8
Nouveaux employés**	9	14	19	19
Autres employés	2	4	3	4
Emplois non syndiqués	5	7	9	9
Nouveaux employés**	10	15	20	20
Autres employés	2	5	3	4
Emplois syndiqués	5	7	8	9
Nouveaux employés**	19	26	31	28
Autres employés	3	5	4	6
Hommes et femmes de 25 à 34 ans	6	9	10	11
Nouveaux employés**	10	16	19	19
Autres employés	2	7	4	5
Hommes et femmes de 35 à 64 ans	5	6	8	9
Nouveaux employés**	13	17	24	23
Autres employés	3	5	3	5
Hommes	4	7	8	8
Nouveaux employés**	12	19	21	20
Autres employés	2	5	3	4
Femmes	6	7	10	10
Nouveaux employés**	11	14	23	23
Autres employés	4	5	4	6
Employés autres que les diplômés d'université	5	7	8	9
Nouveaux employés**	11	17	22	21
Autres employés	3	5	3	5
Diplômés d'université	7	9	9	10
Nouveaux employés**	15	16	22	24
Autres employés	3	7	4	5

* : sauf avis contraire, les chiffres visent les hommes et les femmes de 25 à 64 ans qui n'étudient pas à plein temps.

** : employés avec 2 ans d'ancienneté ou moins.

Source : Enquête sociale générale de 1989 et 1994;
Enquête sur la population active de 1998 et 2004.

Tableau 13 : Pourcentage de déclarants fiscaux cotisant à un régime de pensions agréé, 1986-2001

Tranche d'âge	17-24	25-34	35-44	45-54	55-64	17-64	25-64
Femmes							
1986	8,1	27,5	32,4	31,2	30,1	25,5	30,0
1987	8,7	27,3	32,9	31,5	29,5	25,8	30,1
1988	9,2	27,6	34,2	33,3	29,8	26,8	31,0
1989	9,0	27,2	34,4	34,2	29,7	27,1	31,2
1990	9,2	27,6	34,9	35,3	30,3	27,9	31,8
1991	8,9	27,6	35,2	36,3	30,4	28,4	32,2
1992	8,3	28,1	35,8	37,6	31,2	29,2	33,0
1993	7,3	28,0	35,7	38,5	31,6	29,4	33,3
1994	6,2	27,1	35,0	38,9	31,6	29,0	33,0
1995	5,5	26,3	34,4	39,3	31,9	28,7	32,8
1996	5,0	25,1	33,6	39,2	31,8	28,3	32,2
1997	5,3	24,0	32,2	38,6	31,1	27,5	31,3
1998	5,6	23,7	31,5	37,6	29,2	26,9	30,6
1999	6,1	23,5	30,7	36,5	28,1	26,4	30,0
2000	6,5	24,0	30,6	36,6	29,5	26,7	30,3
2001	6,9	24,3	30,5	36,5	28,7	26,8	30,3
Hommes							
1986	8,1	26,1	37,4	38,1	34,3	28,5	33,0
1987	8,6	25,6	36,7	37,4	33,1	28,1	32,3
1988	9,2	25,5	36,4	37,6	32,2	28,2	32,1
1989	8,8	24,7	35,5	37,3	31,2	27,7	31,4
1990	8,7	24,5	35,1	37,4	31,0	27,8	31,3
1991	7,9	24,0	34,5	37,5	30,6	27,6	31,0
1992	7,1	23,8	33,9	37,5	30,2	27,5	30,8
1993	6,3	23,2	33,3	37,8	30,1	27,3	30,7
1994	5,4	22,1	32,2	37,2	29,2	26,4	29,8
1995	5,0	21,3	31,3	36,8	28,7	25,9	29,2
1996	4,7	20,3	30,3	36,2	27,8	25,3	28,5
1997	4,8	19,7	29,4	35,5	26,9	24,7	27,8
1998	4,9	19,3	28,5	34,6	25,7	24,0	27,2
1999	5,2	18,5	26,9	32,9	24,3	23,0	25,9
2000	5,6	18,4	26,3	32,1	24,4	22,7	25,5
2001	6,0	18,5	25,7	31,5	24,0	22,5	25,2
Hommes et femmes							
1986	8,1	26,7	35,2	35,2	32,8	27,2	31,7
1987	8,6	26,3	35,0	34,9	31,8	27,1	31,3
1988	9,2	26,5	35,4	35,7	31,3	27,6	31,6
1989	8,9	25,9	35,0	36,0	30,7	27,5	31,3
1990	8,9	25,9	35,0	36,5	30,8	27,8	31,5
1991	8,4	25,7	34,8	36,9	30,5	28,0	31,5
1992	7,7	25,8	34,8	37,6	30,6	28,3	31,8
1993	6,7	25,4	34,4	38,1	30,7	28,2	31,9
1994	5,8	24,4	33,5	38,0	30,1	27,6	31,3
1995	5,2	23,6	32,8	38,0	30,0	27,2	30,9
1996	4,8	22,6	31,8	37,6	29,4	26,6	30,2
1997	5,0	21,7	30,7	36,9	28,6	26,0	29,4
1998	5,3	21,4	29,9	36,0	27,1	25,4	28,8
1999	5,6	20,9	28,7	34,6	25,9	24,6	27,8
2000	6,0	21,1	28,3	34,2	26,5	24,6	27,8
2001	6,4	21,3	28,0	33,9	26,0	24,5	27,6

Source : Banque de données administratives longitudinales (fichier à 1 %).

Tableau 14 : Pourcentage de déclarants fiscaux ayant un facteur d'équivalence positif, 1991-2001

Tranche d'âge	17-24	25-34	35-44	45-54	55-64	17-64	25-64
Femmes							
1991	11,9	34,2	41,5	41,7	34,1	33,9	38,2
1992	11,4	35,1	42,5	43,5	35,3	35,1	39,4
1993	10,5	35,0	42,7	44,6	35,9	35,4	39,9
1994	9,3	33,6	41,7	44,6	35,5	34,6	39,1
1995	8,9	33,2	41,7	45,5	36,3	34,9	39,4
1996	8,4	31,9	40,9	45,5	36,3	34,4	38,8
1997	9,0	31,7	40,6	45,6	36,2	34,4	38,8
1998	9,9	31,7	40,0	45,0	34,7	34,1	38,4
1999	10,3	31,4	39,4	44,4	34,1	33,8	38,0
2000	11,0	32,3	39,8	45,2	35,0	34,5	38,7
2001	11,4	32,9	40,0	45,5	35,5	35,0	39,1
Hommes							
1991	12,5	35,7	48,5	51,7	42,0	39,3	43,9
1992	11,6	35,3	48,1	52,0	41,6	39,3	43,9
1993	10,6	34,1	47,0	51,5	40,9	38,6	43,1
1994	9,5	32,2	45,2	50,4	39,4	37,1	41,6
1995	9,7	31,8	44,7	50,4	39,2	37,1	41,4
1996	9,3	30,8	43,6	49,6	38,4	36,4	40,6
1997	9,9	30,3	42,4	48,5	37,5	35,7	39,9
1998	10,5	30,3	41,8	47,8	36,6	35,4	39,5
1999	11,0	30,3	41,0	47,0	35,9	35,1	39,1
2000	11,7	30,8	41,0	46,8	36,1	35,3	39,3
2001	12,3	31,0	40,6	46,4	35,9	35,2	39,1
Hommes et femmes							
1991	12,2	35,0	45,3	47,2	38,9	36,8	41,3
1992	11,5	35,2	45,5	48,2	39,2	37,4	41,8
1993	10,6	34,5	45,0	48,4	38,9	37,1	41,6
1994	9,4	32,8	43,6	47,8	37,8	36,0	40,5
1995	9,3	32,4	43,3	48,1	38,1	36,1	40,5
1996	8,9	31,3	42,4	47,7	37,6	35,5	39,8
1997	9,5	31,0	41,6	47,2	37,0	35,1	39,4
1998	10,2	31,0	41,0	46,5	35,8	34,8	39,0
1999	10,7	30,8	40,3	45,8	35,2	34,5	38,6
2000	11,3	31,5	40,4	46,0	35,7	34,9	39,0
2001	11,9	31,9	40,3	46,0	35,7	35,1	39,1

Source : Banque de données administratives longitudinales (fichier à 1 %).

Annexe 1 : Concepts des salaires et des heures qui interviennent dans les enquêtes auprès des ménages, 1981-2004

Enquête	Concept des salaires	Concept des heures
Enquête sur l'activité de 1981	salaire ou traitement *habituel* avant impôt et autres retenues pourboires, commissions, gratifications et rémunération des heures supplémentaires exclus	jours habituels de travail par semaine + heures habituelles par jour rémunération des heures supplémentaires exclue
Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984	salaire ou traitement *habituel* avant impôt et autres retenues pourboires, commissions, gratifications et rémunération des heures supplémentaires exclus	semaines travaillées en 1984 + heures habituelles par jour rémunération des heures supplémentaires exclue
Enquête sur l'activité de 1986	salaire ou traitement *habituel* avant impôt et autres retenues pourboires, commissions, gratifications et rémunération des heures supplémentaires exclus	jours rémunérés *habituels* par semaine + heures rémunérées *habituelles* par jour rémunération des heures supplémentaires exclue
Enquête sur l'activité de 1987-1990	salaire ou traitement *habituel* avant impôt et autres retenues pourboires, commisions, gratifications et rémunération des heures supplémentaires inclus dans l'ensemble	jours rémunérés *habituels* par semaine + heures rémunérées *habituelles* par jour rémunération des heures supplémentaires exclue
Enquête sur la population active de 1997-2004	salaire ou traitement avant impôt et autres retenues pourboires et commissions inclus on ne sait au juste si les répondants tiennent compte de la rémunération des heures supplémentaires	heures rémunérées *habituelles* par semaine rémunération des heures supplémentaires expressément exclue

Annexe 2, tableau 1 : Répartition en pourcentage des salaires horaires (dollars de 2001), travailleurs de sexe masculin, 1981-2004

Salaires horaires	Moins de 8 $	8 $ 9,99 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ 29,99 $	30 $ 34,99 $	35 $ et plus
I. Salariés de 17 à 64 ans								
1981	8,3	7,6	23,1	24,7	17,1	10,1	4,2	5,0
1984	7,5	7,7	19,1	23,5	20,5	11,3	5,7	4,7
1986	10,1	6,7	22,7	20,3	18,1	12,0	4,5	5,7
1987	9,5	7,8	20,6	22,7	18,6	10,9	4,8	5,3
1988	8,0	6,9	20,1	23,7	18,7	11,2	5,3	6,1
1989	9,4	6,9	20,4	23,8	17,6	10,8	5,2	6,0
1990	9,0	7,5	21,3	22,8	18,5	10,3	5,2	5,5
1997	9,0	9,1	21,4	22,6	17,8	9,5	5,4	5,4
1998	8,6	9,1	21,2	22,8	17,3	9,9	5,7	5,5
1999	8,8	7,9	23,3	20,6	17,3	10,7	5,2	6,2
2000	8,2	8,2	22,6	22,2	17,3	10,8	4,8	5,9
2001	6,9	7,5	23,2	22,2	16,5	11,4	5,6	6,8
2002	8,6	9,1	22,9	21,3	15,5	10,1	5,6	7,1
2003	8,1	10,0	22,4	22,5	14,7	10,5	5,3	6,6
2004	9,0	9,4	23,4	20,1	15,5	10,4	5,2	7,0
Variation :								
1986-2004	-1,1	2,8	0,8	-0,2	-2,6	-1,6	0,7	1,3
1981-2004	0,7	1,8	0,4	-4,5	-1,7	0,4	1,0	2,0
1997-2003	-0,8	0,9	1,0	-0,1	-3,0	1,0	-0,1	1,2
1997-2004	0,0	0,3	2,1	-2,5	-2,3	0,9	-0,2	1,6
II. Salariés de 25 à 64 ans								
1981	5,3	5,6	20,6	26,1	19,2	12,1	5,1	6,0
1984	3,3	4,3	17,2	25,2	23,8	13,5	7,1	5,7
1986	5,0	4,5	20,2	22,2	21,2	14,5	5,5	6,9
1987	4,5	5,1	18,3	25,0	21,7	13,1	5,8	6,4
1988	3,7	4,2	17,3	25,8	21,6	13,5	6,5	7,5
1989	4,4	4,5	18,4	25,7	20,5	13,0	6,3	7,2
1990	4,5	4,6	19,4	25,0	21,5	12,2	6,2	6,6
1997	3,9	6,2	20,3	25,0	20,6	11,3	6,4	6,4
1998	3,7	6,2	20,0	25,2	20,1	11,7	6,7	6,5
1999	3,9	5,2	21,9	22,7	20,1	12,6	6,2	7,4
2000	3,6	5,4	21,0	24,3	20,1	12,8	5,7	7,0
2001	3,0	4,6	20,8	24,4	19,1	13,5	6,7	8,1
2002	3,9	6,2	21,6	23,5	17,9	11,9	6,6	8,5
2003	3,5	6,7	21,3	24,9	17,1	12,3	6,3	7,8
2004	3,7	6,7	22,4	22,5	17,9	12,3	6,2	8,3
Variation :								
1986-2004	-1,3	2,2	2,2	0,3	-3,3	-2,2	0,7	1,4
1981-2004	-1,7	1,1	1,8	-3,7	-1,3	0,3	1,1	2,3
1997-2003	-0,4	0,5	1,0	-0,1	-3,5	1,1	-0,1	1,4
1997-2004	-0,2	0,5	2,1	-2,6	-2,7	1,1	-0,2	1,9

Source : Enquête sur l'activité de 1981; Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984; Enquête sur l'activité de 1986-1990; Enquête sur la population active de 1997-2004.

Annexe 2, tableau 2 : Répartition en pourcentage des salaires horaires (dollars de 2001), travailleurs de sexe féminin, 1981-2004

Salaires horaires	Moins de 8 $	8 $ 9,99 $	10 $ 14,99 $	15 $ 19,99 $	20 $ 24,99 $	25 $ 29,99 $	30 $ 34,99 $	35 $ et plus
I. Salariées de 17 à 64 ans								
1981	17,3	14,1	31,9	20,4	8,7	3,8	1,7	2,2
1984	17,4	15,0	30,5	19,7	10,3	4,2	1,6	1,3
1986	21,0	11,3	32,1	18,2	10,1	3,7	1,7	1,8
1987	19,5	13,5	30,4	19,3	9,9	4,2	1,5	1,7
1988	17,2	12,6	31,5	19,5	10,3	4,4	2,1	2,5
1989	18,6	12,2	31,1	19,6	9,8	4,5	2,1	2,1
1990	17,8	14,1	30,2	19,2	9,6	4,8	2,1	2,1
1997	16,2	13,6	27,5	20,7	12,1	5,3	2,9	1,8
1998	15,7	14,0	27,2	21,3	11,3	5,7	2,6	2,2
1999	16,9	12,3	28,2	19,9	11,9	6,5	2,8	1,7
2000	15,5	13,0	28,5	21,0	11,2	6,1	2,7	1,9
2001	14,5	11,9	29,2	20,6	11,6	6,5	3,3	2,5
2002	16,4	14,2	25,9	20,0	11,0	6,5	3,6	2,5
2003	15,7	13,9	26,7	20,1	11,1	6,5	3,7	2,2
2004	16,3	12,6	27,0	19,4	11,2	6,7	4,0	2,9
Variation :								
1986-2004	-4,7	1,3	-5,1	1,1	1,1	3,0	2,3	1,1
1981-2004	-1,0	-1,5	-4,9	-1,0	2,6	2,9	2,3	0,7
1997-2003	-0,5	0,4	-0,8	-0,6	-1,1	1,3	0,8	0,5
1997-2004	0,1	-0,9	-0,5	-1,3	-0,9	1,5	1,1	1,1
II. Salariées de 25 à 64 ans								
1981	14,0	12,5	31,0	22,7	10,4	4,8	2,2	2,6
1984	11,5	12,8	31,4	22,5	12,7	5,4	2,1	1,6
1986	14,2	10,0	33,4	21,3	12,3	4,5	2,2	2,1
1987	13,2	12,0	31,5	22,4	11,8	5,2	1,9	2,1
1988	12,0	10,8	31,7	22,1	12,4	5,5	2,6	3,0
1989	12,6	10,6	32,3	22,3	11,7	5,5	2,5	2,5
1990	12,9	12,5	31,1	21,6	11,2	5,7	2,6	2,5
1997	10,4	11,6	28,6	23,5	14,1	6,2	3,5	2,1
1998	9,7	12,4	28,2	24,1	13,1	6,8	3,1	2,6
1999	10,4	11,1	29,0	22,5	14,0	7,7	3,3	2,0
2000	9,3	11,5	29,3	23,9	13,1	7,3	3,3	2,3
2001	8,6	10,2	29,9	23,1	13,6	7,7	4,0	2,9
2002	10,0	12,8	26,8	22,7	12,9	7,6	4,3	3,0
2003	9,6	12,2	27,6	22,8	12,9	7,8	4,5	2,7
2004	10,2	10,9	27,8	21,9	13,2	8,0	4,7	3,5
Variation :								
1986-2004	-4,0	0,9	-5,6	0,6	0,9	3,5	2,6	1,3
1981-2004	-3,8	-1,6	-3,2	-0,8	2,8	3,1	2,6	0,9
1997-2003	-0,8	0,6	-1,0	-0,7	-1,2	1,6	1,0	0,6
1997-2004	-0,3	-0,7	-0,8	-1,6	-1,0	1,7	1,3	1,3

Source : Enquête sur l'activité de 1981; Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984; Enquête sur l'activité de 1986-1990; Enquête sur la population active de 1997-2004.

Annexe 3 : Fréquence de la faible rémunération* et changements dans la composition de la main-d'oeuvre, par âge et sexe, 1986-2004

	1986		2004	
	Fréquence de la faible rémunération	Part de la main-d'oeuvre	Fréquence de la faible rémunération	Part de la main-d'oeuvre
Hommes	%		%	
17-24	48,2	10,3	60,2	8,2
25-34	12,6	17,0	14,5	12,2
35-44	7,5	13,6	8,8	13,4
45-54	6,4	8,7	7,1	11,6
55-64	9,8	5,6	12,1	5,3
Femmes				
17-24	62,0	9,7	69,2	8,1
25-34	23,9	14,1	22,8	11,6
35-44	22,3	10,9	19,6	13,3
45-54	24,9	6,7	19,4	11,8
55-64	30,1	3,4	24,9	4,8
Fréquence de la faible rémunération	23,7	100,0	23,6	100,0

* Pourcentage d'employés gagnant moins de $10 de l'heure.

Source : Enquête sur l'activité de 1986; Enquête sur la population active de 2004.

Annexe 4 : Pourcentage de salariés* occupant des emplois temporaires selon certaines caractéristiques, 1989-2004

Année	1989	1994	1998	2004
I. Ensemble des industries sans les administrations publiques				
Hommes et femmes	5	7	8	9
1 an d'ancienneté ou moins	14	23	26	25
Plus d'un an d'ancienneté	3	5	5	6
II. Ensemble des industries				
Hommes et femmes	5	7	9	9
1 an d'ancienneté ou moins	15	23	27	26
Plus d'un an d'ancienneté	3	6	5	6
Travail à plein temps	4	6	7	8
1 an d'ancienneté ou moins	12	21	25	24
Plus d'un an d'ancienneté	2	5	4	5
Absence de syndicalisation	5	7	9	9
1 an d'ancienneté ou moins	13	21	25	24
Plus d'un an d'ancienneté	3	6	4	6
Syndicalisation	5	7	8	9
1 an d'ancienneté ou moins	21	-	38	34
Plus d'un an d'ancienneté	4	6	5	7
Hommes et femmes de 25 à 34 ans	6	9	10	11
1 an d'ancienneté ou moins	14	22	23	24
Plus d'un an d'ancienneté	3	7	5	7
Hommes et femmes de 35 à 64 ans	5	11	8	9
1 an d'ancienneté ou moins	16	24	31	27
Plus d'un an d'ancienneté	3	5	4	6
Hommes	4	7	8	8
1 an d'ancienneté ou moins	16	27	26	24
Plus d'un an d'ancienneté	2	6	4	5
Femmes	6	7	10	10
1 an d'ancienneté ou moins	14	18	29	28
Plus d'un an d'ancienneté	4	6	5	7
Diplômés autres que les diplômés d'université	5	7	8	9
1 an d'ancienneté ou moins	13	24	27	25
Plus d'un an d'ancienneté	3	5	4	6
Diplômés d'université	7	9	9	10
1 an d'ancienneté ou moins	20	22	28	29
Plus d'un an d'ancienneté	4	8	5	7

* : sauf avis contraire, les chiffres visent les hommes et les femmes de 25 à 64 ans qui n'étudient pas à plein temps.
- : taille d'échantillon trop petite pour que les chiffres soient présentés.
Source : Enquête sociale générale de 1989 et 1994;
Enquête sur la population active de 1998 et 2004.

Figure 1 : Densité des salaires (en logarithme) des employés âgés de 17 à 64 ans, 1981-2004

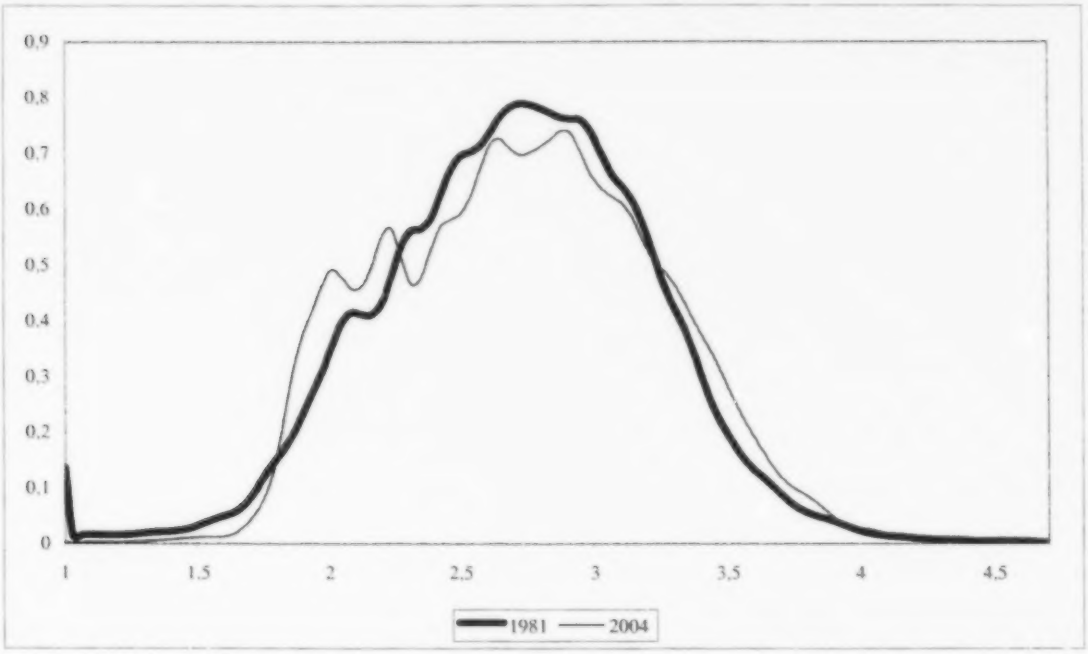
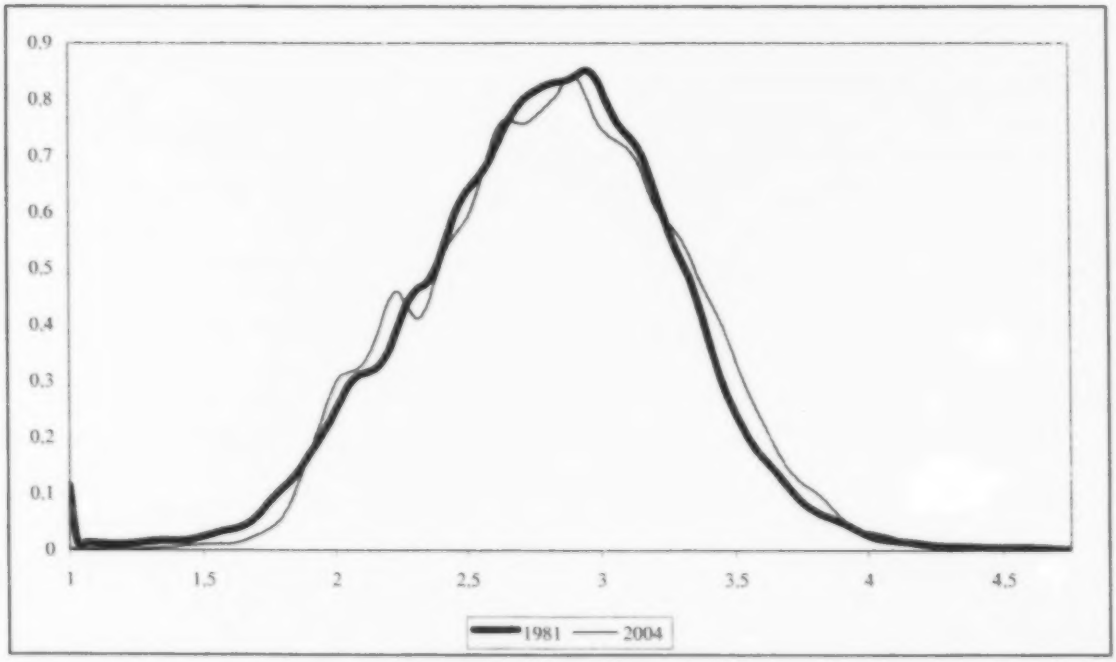


Figure 2 : Densité des salaires (en logarithme) des employés âgés de 25 à 64 ans, 1981-2004



Source : Enquête sur l'activité de 1981; Enquête sur la population active de 2004.

Figure 3 : Salaires horaires médians selon l'âge, 1981-2004 (1981=100)

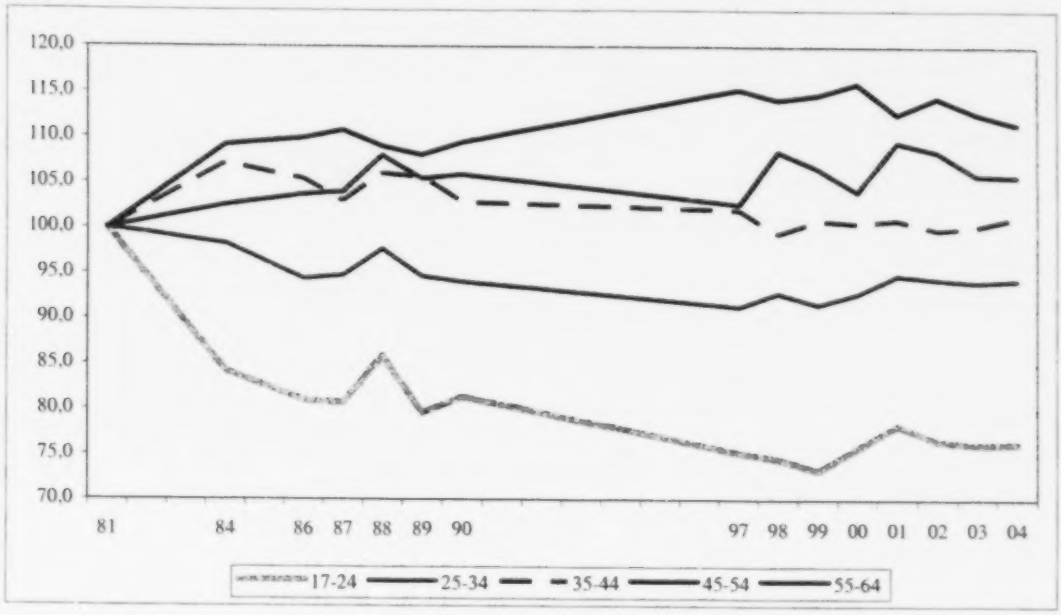
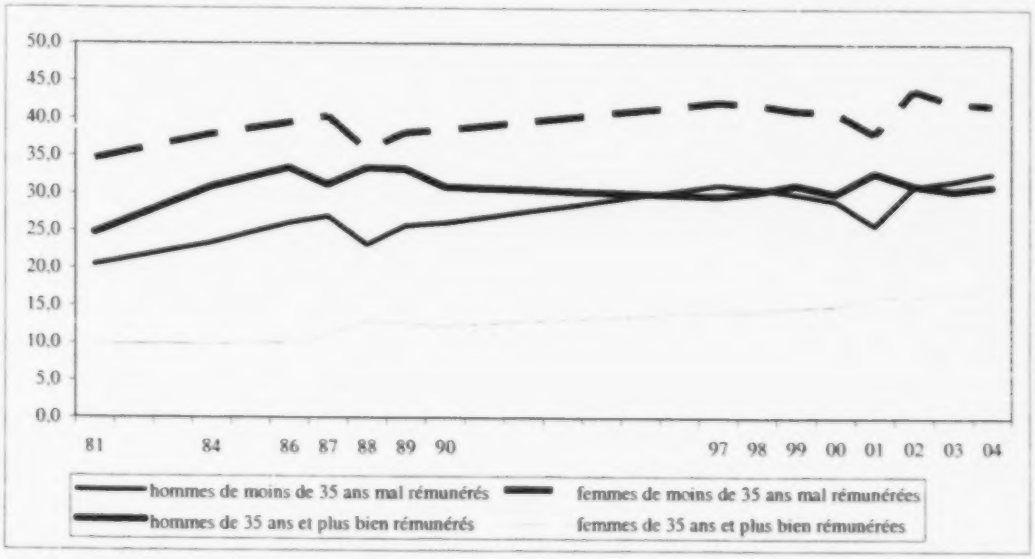


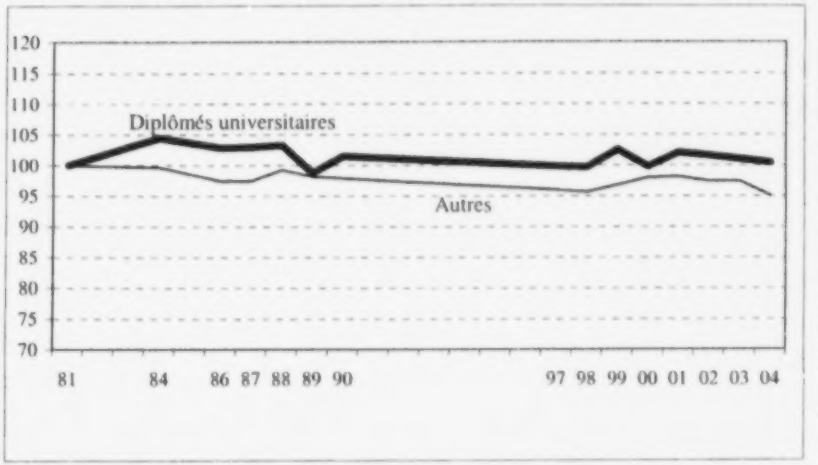
Figure 4 : Pourcentage de salariés occupant des emplois respectivement faiblement et bien rémunérés, 1981-2004



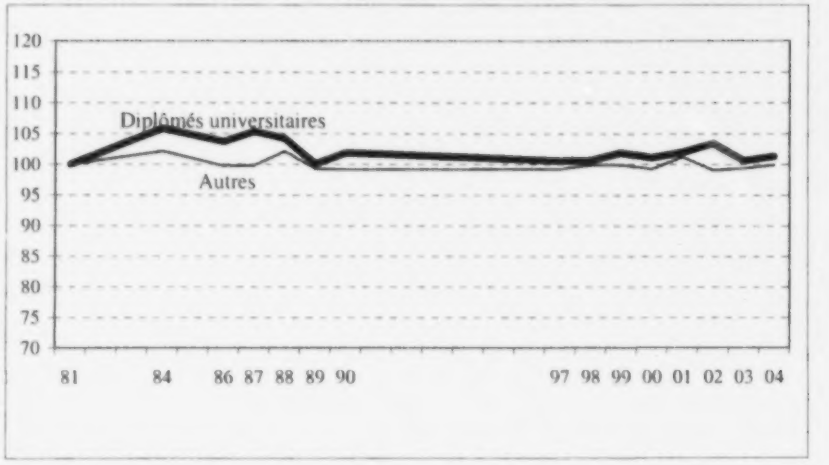
Source : Enquête sur l'activité de 1981;
Enquête sur l'adhésion syndicale de 1984;
Enquête sur l'activité de 1986-1990;
Enquête sur la population active de 1997-2004.

Figure 5 : Salaires horaires médians des diplômés universitaires et des autres employés, 1981-2004 (1981 : 100)

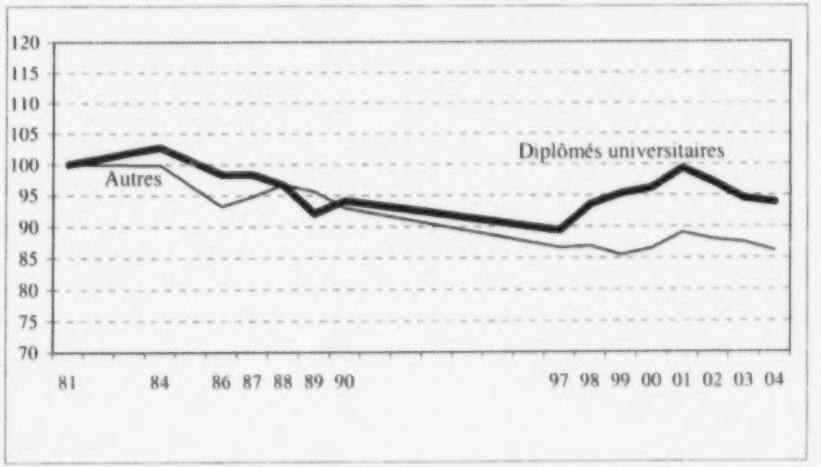
(a) Hommes et femmes de 17-64 ans



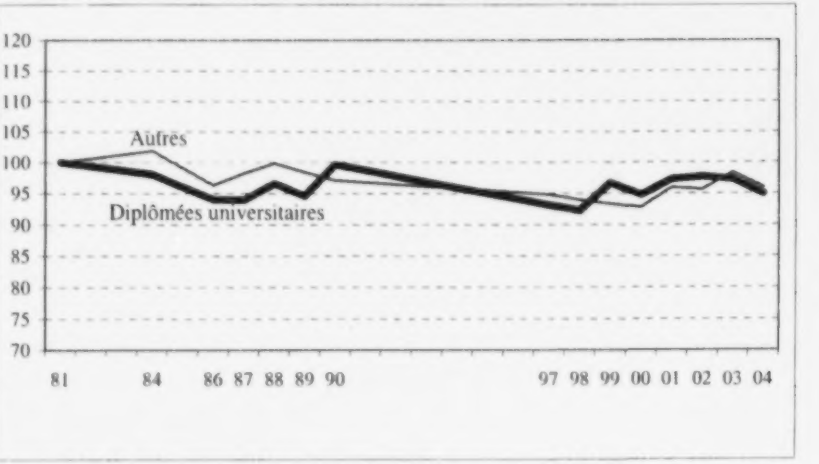
(b) Hommes et femmes de 25-64 ans



(c) Hommes de 25-34 ans



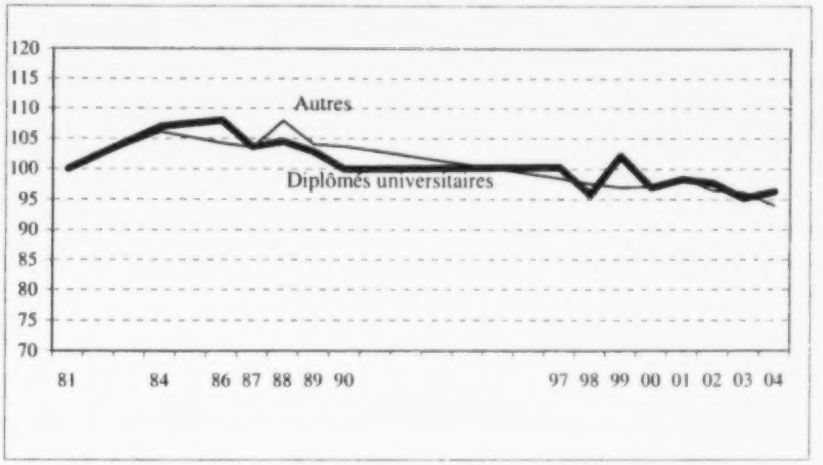
(d) Femmes de 25-34 ans



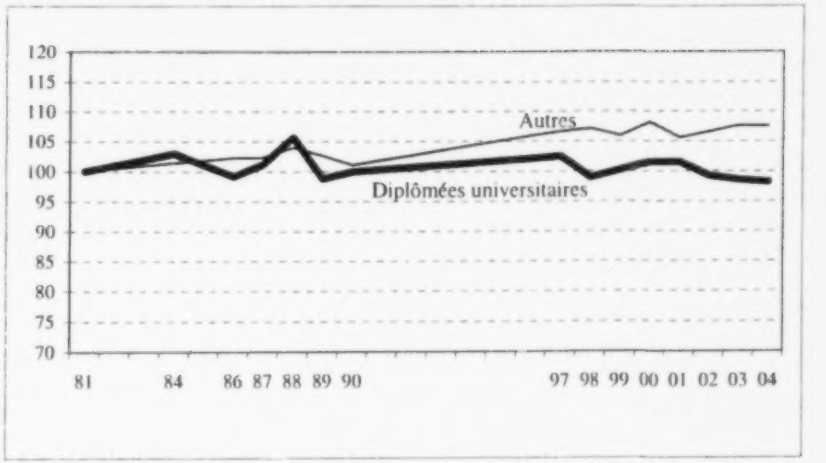
Source : Enquête sur l'activité de 1981 et de 1986-1990 : enquête sur l'adhésion syndicale de 1984; enquête sur la population active de 2004.

Figure 6 : Salaires horaires médians des diplômés universitaires et des autres employés, 1981-2004 (1981 : 100)

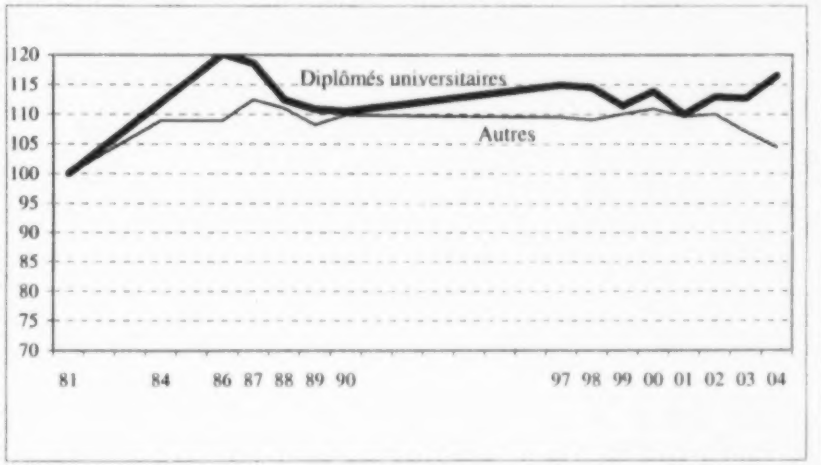
(a) Hommes 35-44 ans



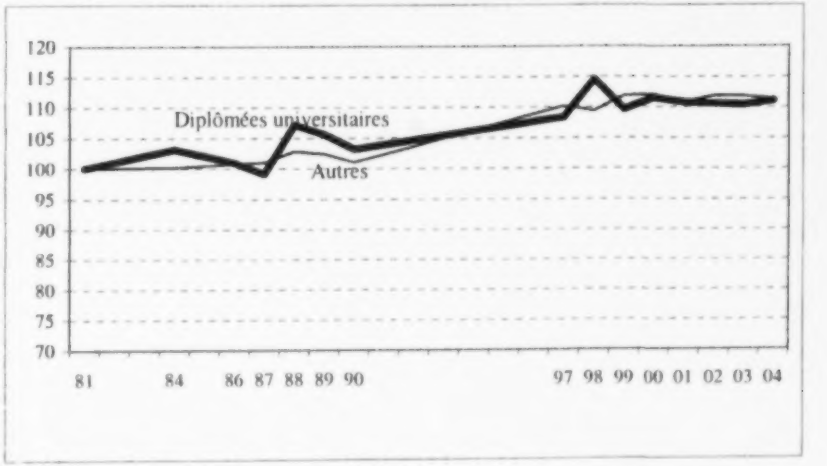
(b) Femmes 35-44 ans



(c) Hommes 45-64 ans



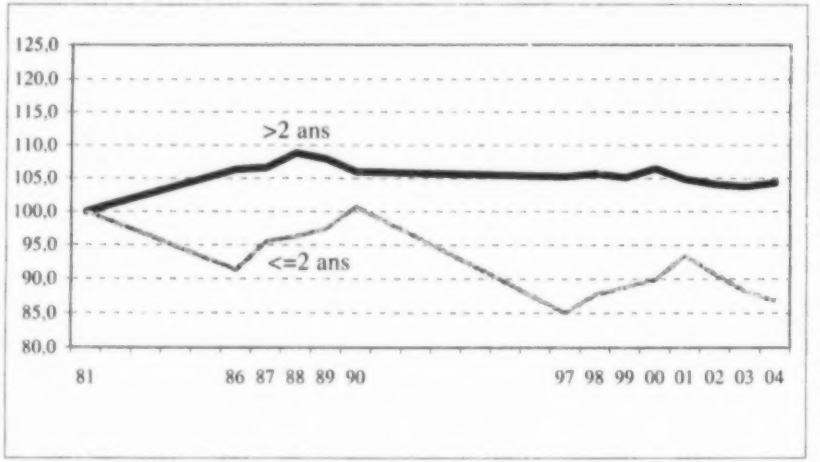
(d) Femmes 45-64 ans



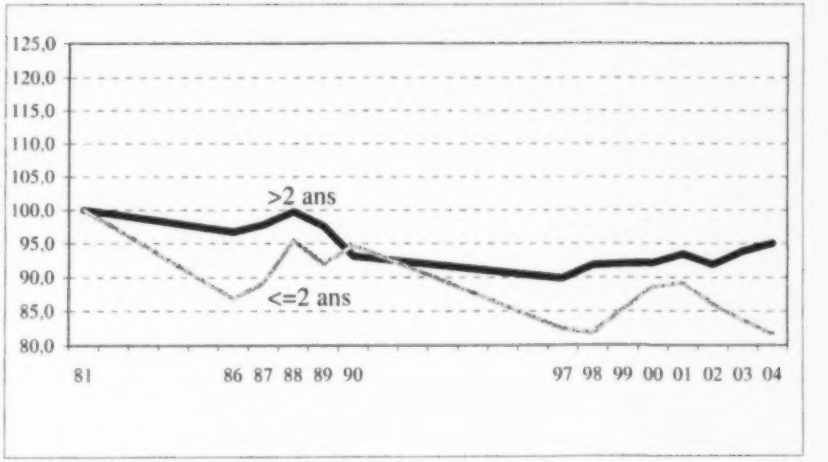
Source : Enquête sur l'activité de 1981 et de 1986-1990 ; enquête sur l'adhésion syndicale de 1984; enquête sur la population active de 2004.

Figure 7 : Salaires horaires médians par ancienneté, 1981-2004 (1981 : 100)

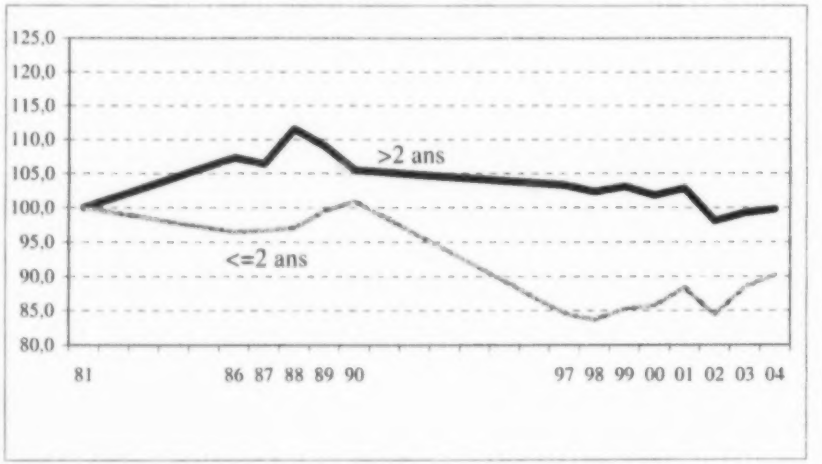
(a) Hommes de 25-64 ans



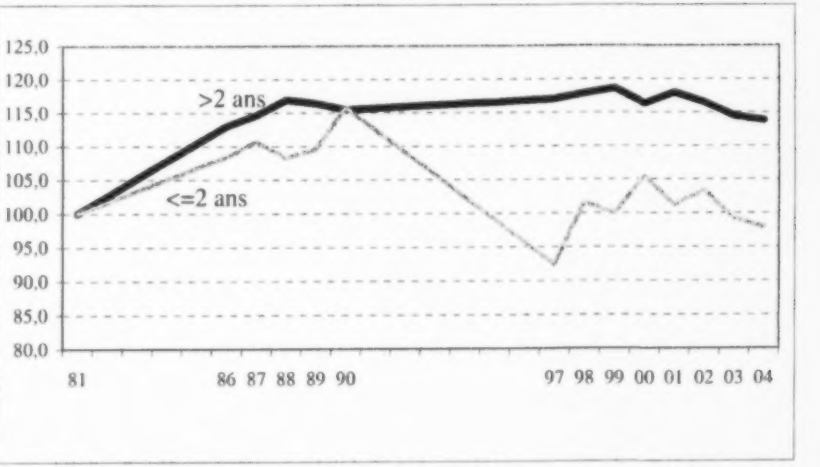
(b) Hommes de 25-34 ans



(c) Hommes de 35-44 ans



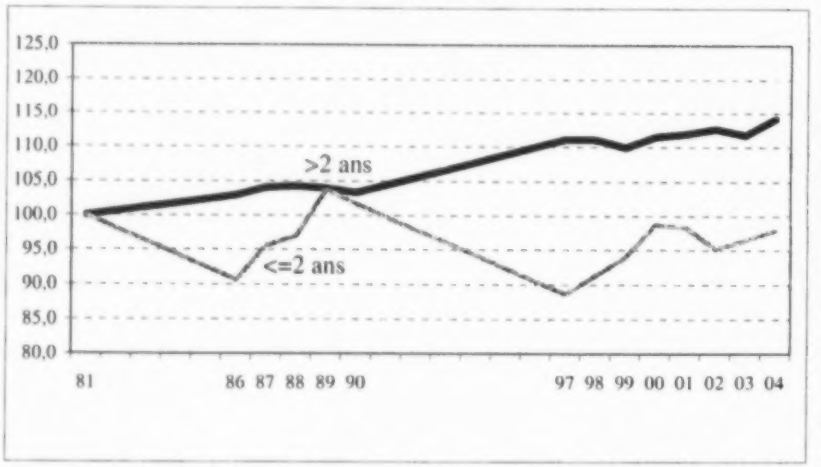
(d) Hommes de 45-64 ans



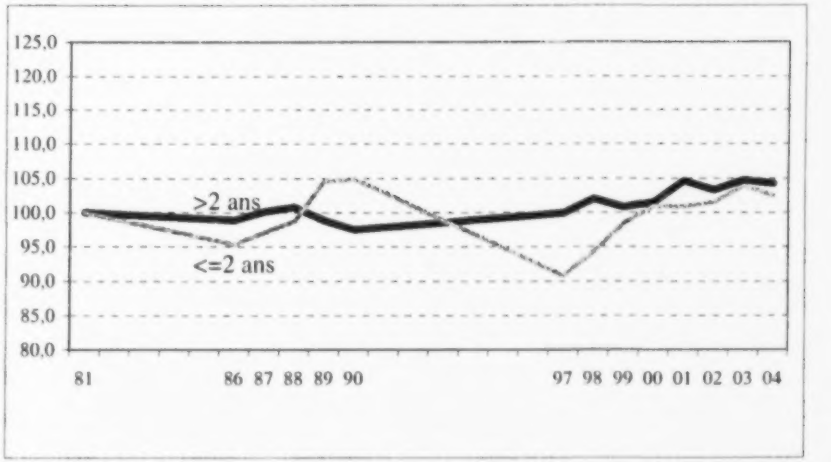
Source : Enquête sur l'activité de 1981 et de 1986-1990 : enquête sur l'adhésion syndicale de 1984; enquête sur la population active de 2004.

Figure 8 : Salaires horaires médians par ancienneté, 1981-2004 (1981 : 100)

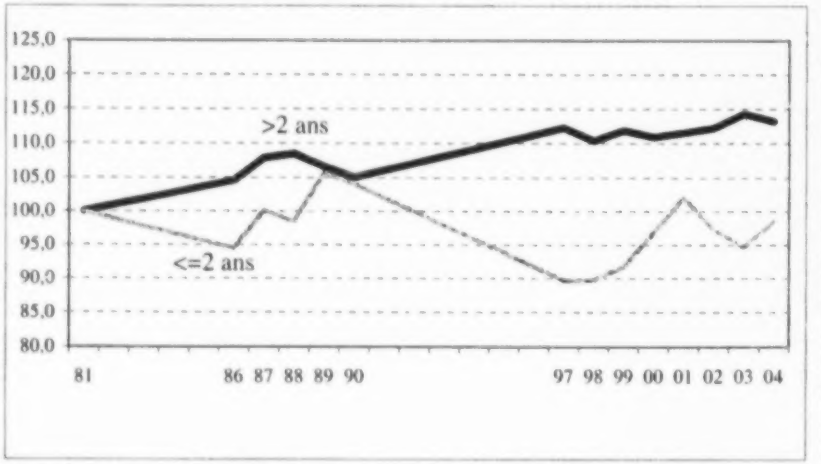
(a) Femmes de 25-64 ans



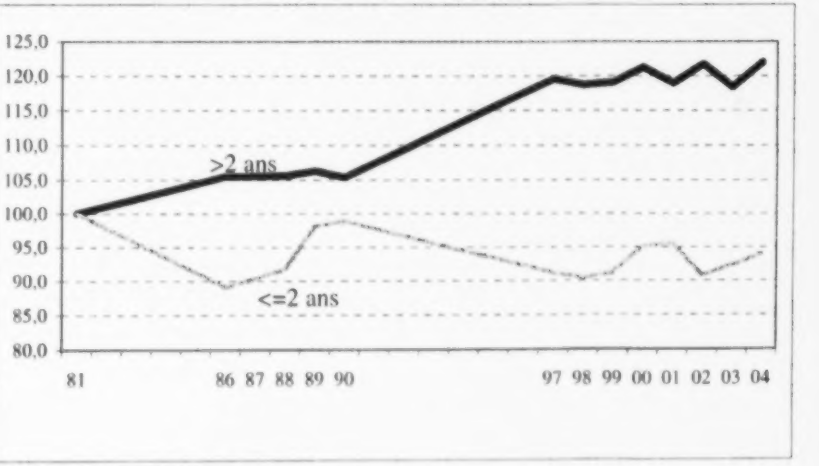
(b) Femmes de 25-34 ans



(c) Femmes de 35-44 ans



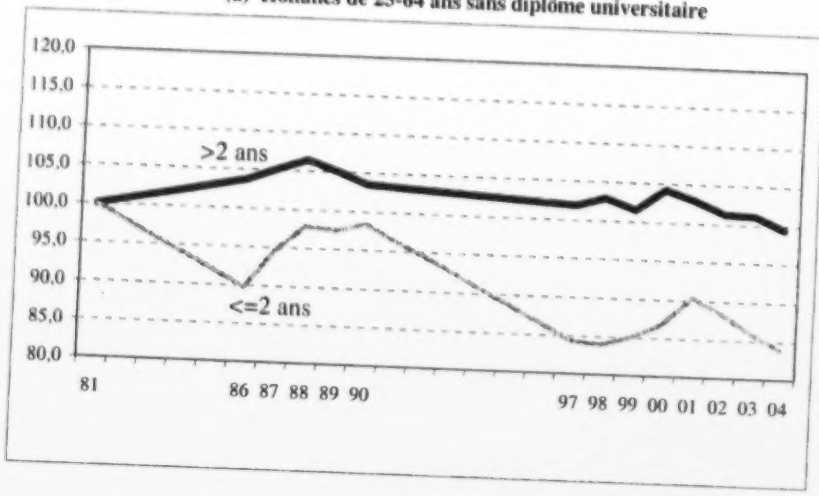
(d) Femmes de 45-64 ans



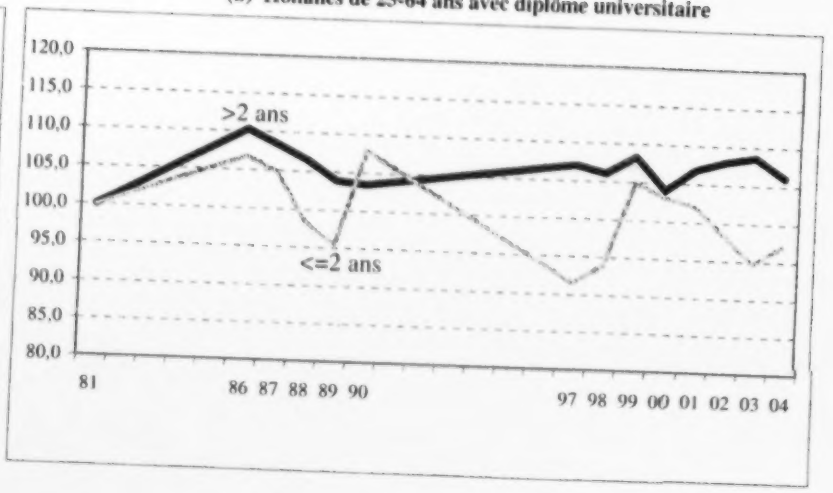
Source : Enquête sur l'activité de 1981 et de 1986-1990 : enquête sur l'adhésion syndicale de 1984; enquête sur la population active de 2004.

Figure 9 : Salaires horaires médians par ancienneté, 1981-2004 (1981 : 100)

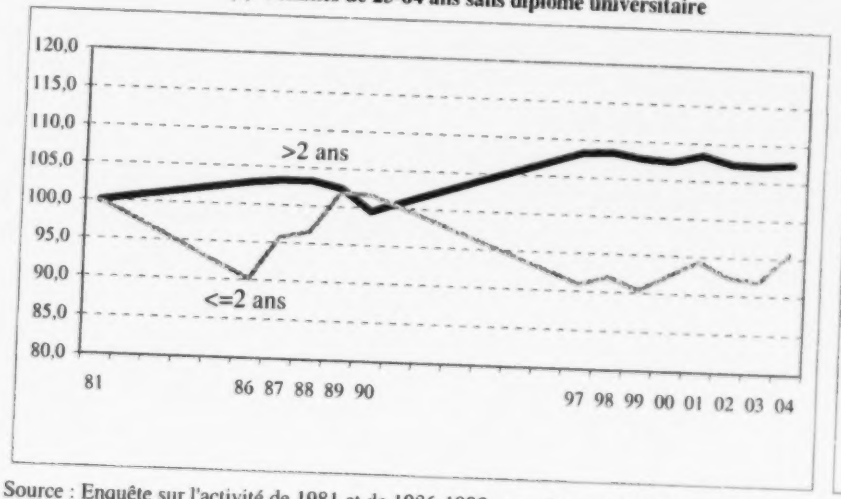
(a) Hommes de 25-64 ans sans diplôme universitaire



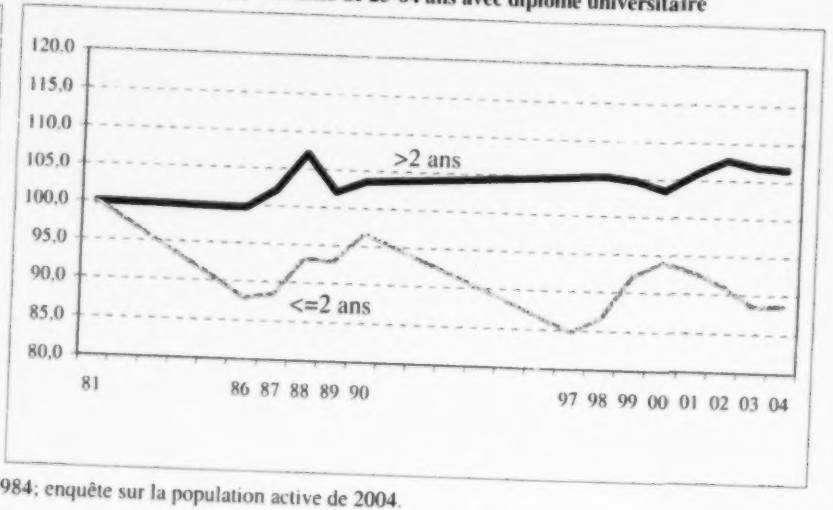
(b) Hommes de 25-64 ans avec diplôme universitaire



(c) Femmes de 25-64 ans sans diplôme universitaire



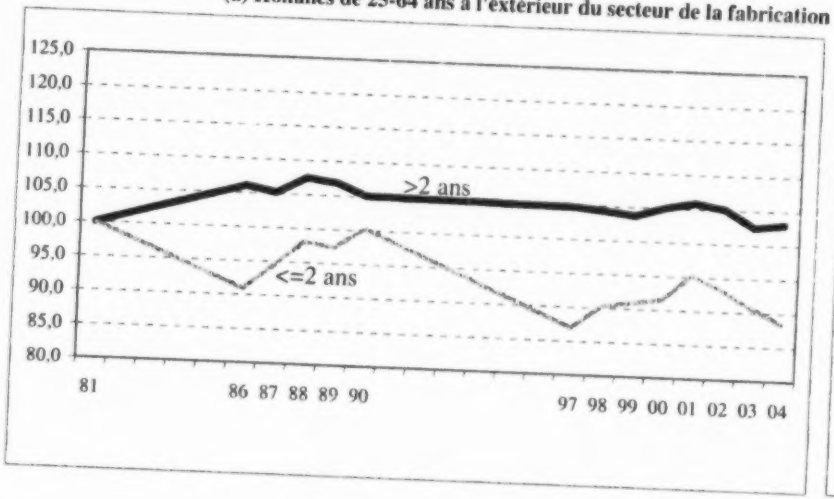
(d) Femmes de 25-64 ans avec diplôme universitaire



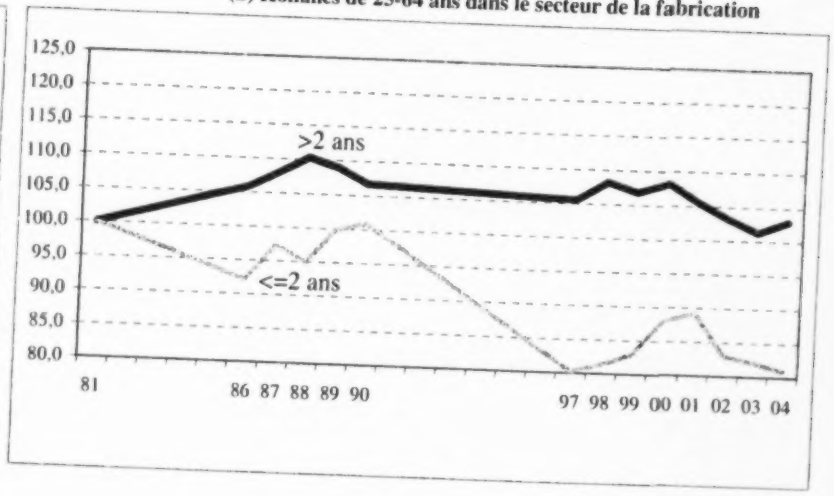
Source : Enquête sur l'activité de 1981 et de 1986-1990 : enquête sur l'adhésion syndicale de 1984; enquête sur la population active de 2004.

Figure 10 : Salaires horaires médians par ancienneté, 1981-2004 (1981 : 100)

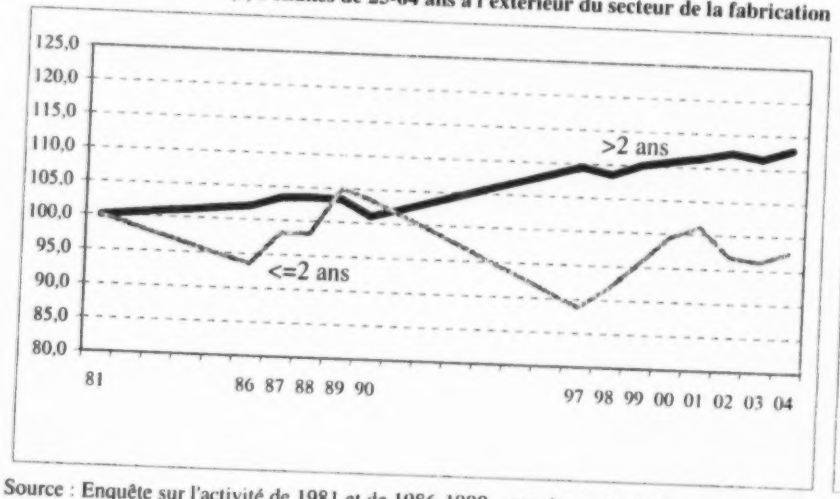
(a) Hommes de 25-64 ans à l'extérieur du secteur de la fabrication



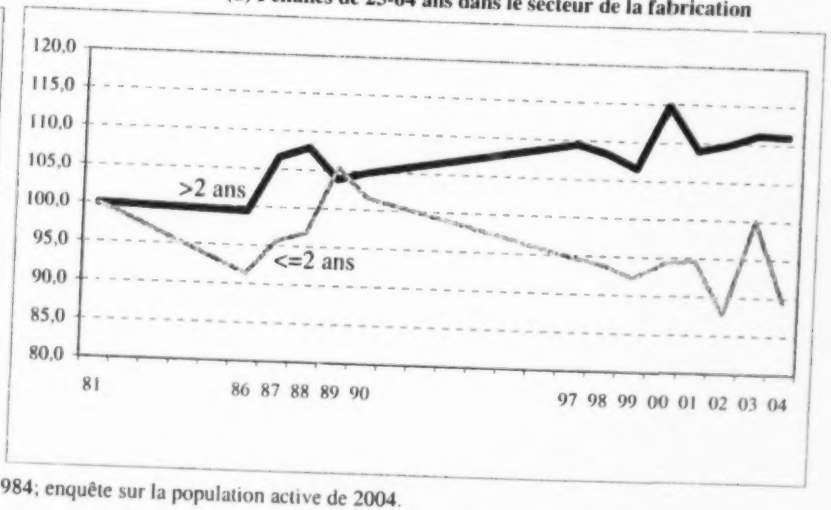
(b) Hommes de 25-64 ans dans le secteur de la fabrication



(c) Femmes de 25-64 ans à l'extérieur du secteur de la fabrication

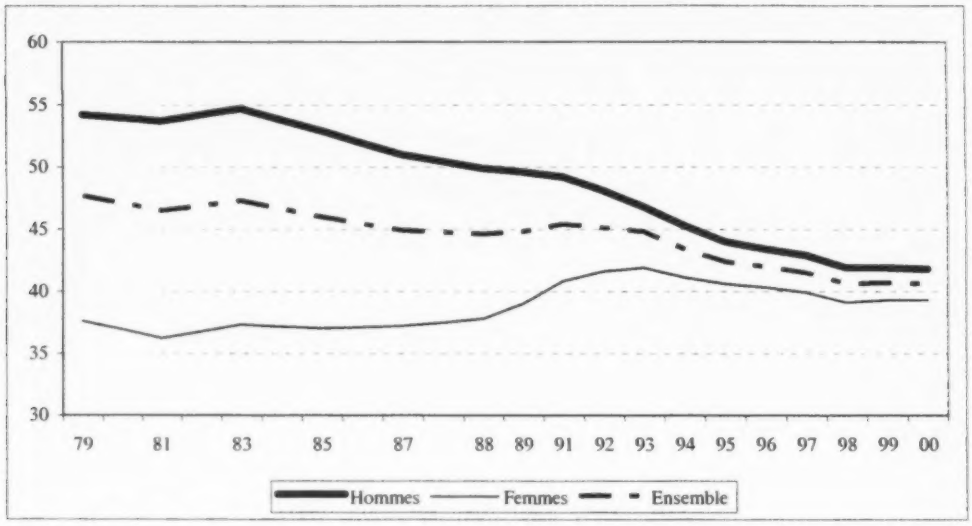


(d) Femmes de 25-64 ans dans le secteur de la fabrication



Source : Enquête sur l'activité de 1981 et de 1986-1990 : enquête sur l'adhésion syndicale de 1984; enquête sur la population active de 2004.

Figure 11 : Pourcentage de salariés participant à un régime de pensions agréé au Canada, 1979-2000



Source : Régimes de pension au Canada, publication 74-401-XIB au catalogue, diverses années.

Bibliographie

Akyeampong, E. 2004. «Le mouvement syndical en transition.» *L'emploi et le revenu en perspectives.* 5(8) : 5-14. N° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada.

Baker, M., D. Benjamin, A. Desaulniers et M. Grant. 1995. «The Distribution of the Male/Female Earnings Differential, 1970-1990.» *Revue canadienne d'économique.* 28(3) : 479-500.

Beach, C.M. et G.A. Slotsve. 1996. *Are We Becoming Two Societies? Income Polarization and the Myth of the Declining Middle Class in Canada.* Toronto : Institut C.D. Howe.

Beaudry, P. et D.A. Green. 2000. «Cohort Patterns in Canadian Earnings : Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends.» *Revue canadienne d'économique.* 33(4) : 907-936.

Bluestone, B. et B. Harrison. 1982. *The Deindustrialization of America.* New York : Basic Books.

Burbidge, J.B., L. Magee et A.L. Robb. 2002. «The Education Premium in Canada and the United States.» *Analyse de politiques.* 28(2) : 203-217.

Business Week. 2003. «The Rise of India.» Le 8 decembre, 2003, version en ligne : 6 p.

Business Week. 2004. «Programming Jobs Are Heading Overseas By the Thousands. Is There A Way for the U.S. to Stay on Top?» Le 1 mars, 2004, version en ligne : 6 p.

Dinardo, J. et T. Lemieux. 1997. «Diverging Male Wage Inequality in the United States and Canada, 1981-1988: Do Institutions Explain the Difference?» *Industrial and Labor Relations Review.* 50(4) : 629-651.

Doiron, D. J. et G.F. Barrett. 1996. «Inequality in Male and Female Earnings: The Role of Hours and Wages.» *Review of Economics and Statistics.* 78(3) : 410-420.

Frenken, H. 1995. «Régimes de pension et REÉR : aide fiscale.» *L"emploi et le revenu en perspectives.* 7(4) : 9-13. N° 75-001-XWF au catalogue de Statistique Canada.

Johnson, S. et P. Kuhn. 2004. «Increasing Male Earnings Inequality in Canada and the US, 1981-1997.» *Analyse de politiques.* 30(2) : 155-175.

Maxwell, J. 2002. «Smart social policy – 'making work pay'.» Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques.

Morissette, R., J. Myles et G. Picot. 1994. «Earnings Inequality and the Distribution of Working Time in Canada.» *Canadian Business Economics*, 2(3) : 3-16.

Morissette, R., Y. Ostrovsky et G. Picot. 2004. «Tendances des salaries relatifs des personnes très scolarisées dans une économie du savoir.» Direction des études analytiques. Documents

de recherche sur les études analytiques. N° 11F009MIF2004232 au catalogue de Statistique Canada. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada. À paraître au chapitre 4 de : *Services Industries in a Knowledge-Based Economy*. Richard G. Lipsey et Alice O. Nakamura (réds.). The University of Calgary Press, printemps 2005.

Morissette, R. et M. Drolet. 2001. «Pension Coverage and Retirement Savings of Young and Prime-Aged Workers in Canada, 1986-1997.» *Revue canadienne d'économique*. 34(1) : 100-119.

Morissette, R. 2004. «Les taux de mises à pied permanents ont-ils augmenté au Canada?» Documents de recherche sur les études analytiques. N° 11F0019MIF2004218 au catalogue de Statistique Canada.. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Picot, G., J. Myles et T. Wannell. 1990. «Les bons et les mauvais employs et le decline de ca classe moyenne : 1967-1986.» Documents de recherche sur les études analytiques. N° 11F0019MIF1990028 au catalogue de Statistique Canada.. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Silverman, B.W. 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London : Chapman and Hall.

Statistique Canada. 2005. *La dynamique des entreprises au Canada, 2001*. À venir.

Sussman, D. 1998. «Cumuler des emplois, une habitude bien ancrée.» *L'emploi et le revenu en perspective. 10(2)* : 25-33. N° 75-001-XPF au catalogue de Statistique Canada. Ottawa : Statistique Canada.

Townsend, J.H. et D.A. Green. 2002. «The Sources of Declining Entry Wages for the Less Educated in Canada.» Dans *Essays on Trade Liberalization and Labour Market Outcomes*. Mémoire de doctorat par J.H. Townsend. University of British Columbia.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N° 1 *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique* **par Lars Osberg (Avril 1986)**

N° 2 *Chômage et formation* **par Garnett Picot (1987)**

N° 3 *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie* **par Michael C. Wolfson (Août 1987)**

N° 4 *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence* **par Garnett Picot (Hiver 1986)**

N° 5 *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1987)**

N° 6 *Système de statistiques relatives à la santé : Proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé* **par Michael C. Wolfson (Mars 1990)**

N° 7 *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada* **par Hans J. Adler et Michael Wolfson (Août 1987)**

N° 8 *Notes sur les groupements de sociétés et l'impôt sur le revenu au Canada* **par Michael C. Wolfson (Octobre 1987)**

N° 9 *L'expansion de la classe moyenne : Données canadiennes sur le débat sur la déqualification* **par John Myles (Automne 1987)**

N° 10 *La montée des conglomérats* **par Jorge Niosi (1987)**

N° 11 *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien : 1971 et 1976* **par K.E. Hamilton (1988)**

N° 12 *Taux nets et bruts de concentration des terres* **par Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft (1988)**

N° 13 *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981) : Une méthode d'analyse de la transition épidémiologique* **par Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski (Novembre 1987)**

N° 14 *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement* **par Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin (1988)**

N° 15 *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec* **par Réjean Lachapelle (1988)**

N° 16 *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménages agricoles* **par Ray D. Bollman et Pamela Smith (1988)**

N° 17 *Les salaires et les emplois au cours des années 1980 : Évolution des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne* **par J. Myles, G. Picot et T. Wannell (Juillet 1988)**

N° 18 *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur* **par Ray D. Bollman (Septembre 1988)**

N° 19 *Répartitions des risques de mortalité : Une analyse de tables de mortalité* **par Geoff Rowe (Juillet 1988)**

N° 20 *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures : Vérification automatisée à l'aide des données sur les produits* **par John S. Crysdale (Janvier 1989)**

N° 21 *Consommation, revenus et retraite* **par A.L. Robb et J.B. Burbridge (1989)**

N° 22 *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (Été 1989)**

N° 23 *La dynamique des marchés concurrentiels* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1990)**

- A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
- B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
- C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada : Méthodologie*
- D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité : Rôle de la rotation des entreprises et des usines*
- E. *Les fusions et le processus concurrentiel*
- F. *n/a*
- G. *Les statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
- H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

N° 24 *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données* **par Richard Johnson, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1989)**

N° 25 *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada : Mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1989)**

N° 26 *L'écart persistant : Étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires* **par Ted Wannell (1989)**

N° 27 *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées* **par Douglas F. Trant (1989)**

N° 28 *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne : 1967-1986* **par Garnett Picot, John Myles et Ted Wannell (1990)**

N° 29 *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, 1978-1987* **par Garnett Picot et Ted Wannell (1990)**

N° 30 *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans* **par Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak (1990)**

N° 31 *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix : La stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada* **par Theodore M. Horbulyk (1990)**

N° 32 *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées* **par Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak (1990)**

N° 33 *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger* **par Paul K. Gorecki (1990)**

N° 34 *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé* **par Michael C. Wolfson (1991)**

N° 35 *Emploi et taille des entreprises au Canada : Les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?* **par René Morissette (1991)**

N° 36 *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Paul K. Gorecki (1991)**

N° 37 *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (1991)**

N° 38 *Le vieillissement de la génération du baby boom : Effets sur le secteur public du Canada* **par Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson (1991)**

N° 39 *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs : Données canadiennes récentes* ***par Ted Wannell (1991)***

N° 40 *Les petites collectivités du Canada atlantique : Structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80* ***par Garnett Picot et John Heath (1991)***

N° 41 *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural* ***par Brian B. Murphy (1991)***

N° 42 *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada* ***par John Baldwin et Richard Caves (1992)***

N° 43 *Recours répétés à l'assurance-chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 44 *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines* ***par Michael C. Wolfson (1992)***

N° 45 *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population : Une approche fondée sur la microsimulation* ***par Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton (1992)***

N° 46 *Revenus de carrière et décès : Une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada* ***par Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak (1992)***

N° 47 *Tendances longitudinales dans la durée des recours à l'assurance-chômage au Canada* ***par Miles Corak (1992)***

N° 48 *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel* ***par John Baldwin (1992)***

N° 49 *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises : Observations du Canada* ***par John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner (1992)***

N° 50 *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut : Un premier essai* ***par J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson (1992)***

N° 51 *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée* ***par J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman (1993)***

N° 52 *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants* ***par Paul K. Gorecki (1992)***

N° 53 *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional* ***par Miles Corak et Stephen Jones (1993)***

N° 54 *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage* ***par Miles Corak (1992)***

N° 55 *Licenciements et travailleurs déplacés : Variations cycliques, secteurs les plus touchés et expériences après le licenciement* ***par Garnett Picot et Wendy Pyper (1993)***

N° 56 *La durée du chômage en période d'expansion et de récession* ***par Miles Corak (1993)***

N° 57 *Obtenir un emploi en 1989-1990 au Canada* ***par René Morissette (1993)***

N° 58 *L'appariement de données échantillonnales et administratives en vue d'étudier les déterminants de la santé* ***par P. David, J.-M. Berthelot et C. Mustard (1993)***

N° 59 *Maintenir la comparabilité dans le temps des classifications par industrie* ***par John S. Crysdale (1993)***

N° 60 *L'inégalité des gains au Canada : Le point sur la situation* ***par R. Morissette, J. Myles et G. Picot (Juin 1994)***

N° 61 *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1994)***

N° 62 *Effets dissuasifs de l'assurance-chômage sur le marché du travail canadien : Un survol* ***par M. Corak (Janvier 1994)***

N° 63 *Expériences récentes des jeunes sur le marché du travail au Canada* ***par Gordon Betcherman et René Morissette (Juillet 1994)***

N° 64 *Comparaison de la création et de la disparition d'emplois au Canada et aux États-Unis* ***par John Baldwin, Timothy Dunne et John Haltiwanger (Juillet 1994)***

N° 65 *Heures de travail hebdomadaire au Canada : Le point sur la situation* ***par René Morissette et Deborah Sunter (Juin 1994)***

N° 66 *Mesures d'inégalité divergentes -- Théorie, résultats empiriques et recommandations* ***par Michael C. Wolfson (Mai 1995)***

N° 67 *XEcon: Un modèle évolutif expérimental de croissance économique* ***par Michael C. Wolfson (Juin 1995)***

N° 68 *L'écart entre les gains des hommes et ceux des femmes ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires, 984-92* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N° 69 *Regard sur les groupes d'équité en matière d'emploi chez ceux ayant récemment obtenu un diplôme d'études postsecondaires : minorités visibles, peuples autochtones et personnes limitées dans leurs activités quotidiennes* ***par Ted Wannell et Nathalie Caron (Novembre 1994)***

N° 70 *Les créations d'emplois par les petits producteurs du secteur manufacturier canadien* ***par John Baldwin et Garnett Picot (Novembre 1994)***

N° 71 *La part des nouveaux emplois créés au Canada par les petites entreprises est-elle disproportionnée? Réévaluation des faits* ***par G. Picot, J. Baldwin et R. Dupuy (Novembre 1994)***

N° 72 *Adaptation par sélection et adaptation évolutive : Apprentissage et performance après l'entrée* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Mai 1995)***

N° 73 *Stratégie des entreprises innovatrices et non innovatrices au Canada* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Février 1995)***

N° 74 *Développement du capital humain et innovation : La formation dans les petites et moyennes entreprises* ***par J. Baldwin et J. Johnson (Mars 1995)***

N° 75 *Utilisation des technologies et transformation industrielle : Perspectives empiriques* ***par John Baldwin, Brent Diverty et David Sabourin (Août 1995)***

N° 76 *L'innovation : La clé de la réussite des petites entreprises* ***par John R. Baldwin (Février 1995)***

N° 77 *Le chaînon manquant -- Données sur l'élément demande des marchés du travail* ***par Lars Osberg (Avril 1995)***

N° 78 *Restructuration du secteur manufacturier canadien 1970 à 1990 : Renouvellement de l'emploi selon le secteur industriel et la région* ***par J. Baldwin et M. Rafiquzzaman (Juillet 1995)***

N° 79 *Capital humain et emploi du temps* ***par Frank Jones (Juin 1995)***

N° 80 *Pourquoi l'inégalité des gains hebdomadaires a-t-elle augmenté au Canada?* ***par René Morissette (Juillet 1995)***

N° 81 *Statistiques socio-économiques et politique publique : Nouveau rôle pour les modèles de Microsimulation* ***par Michael C. Wolfson (Juillet 1995)***

N° 82 *Transferts sociaux, variations dans la structure familiale et faible revenu chez les enfants* **par Garnett Picot et John Myles (Septembre 1995)**

N° 83 *Mesures alternatives de la durée moyenne du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Octobre 1995)**

N° 84 *Guide de l'utilisateur la durée du chômage* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Décembre 1995)**

N° 85 *Utilisation des technologies de pointe dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin et Brent Diverty (Novembre 1995)**

N° 86 *L'utilisation de la technologie, la formation et les connaissances spécifiques dans les établissements de fabrication* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Décembre 1995)**

N° 87 *Croissance de la productivité, transfert de parts de marché et restructuration dans le secteur canadien de la fabrication* **par John R. Baldwin (Novembre 1995)**

N° 88 *Les petits producteurs ont-ils été le moteur de la croissance du secteur manufacturier canadien au cours des années 1980?* **par John R. Baldwin (Octobre 1996)**

N° 89 *Mobilité intergénérationnelle du revenu des hommes au Canada* **par Miles Corak et Andrew Heisz (Janvier 1996)**

N° 90 *L'évolution des cotisations sociales au Canada: 1961 – 1993* **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Charles Beach (Février 1996)**

N° 91 *Le projet d'appariement du Recensement et des fichiers de soins de santé du Manitoba : Composante des ménages privés* **par Christian Houle, Jean-Marie Berthelot, Pierre David,Cam Mustard, L. Roos et M.C. Wolfson (Mars 1996)**

N° 92 *Avantages salariaux d'origine technologique dans les établissements canadiens de fabrication pendant les années 1980* **par John R. Baldwin, Tara Gray et Joanne Johnson (Janvier 1997)**

N° 93 *Création d'emplois selon la taille des entreprises : Concentration et persistance des gains et pertes d'emplois dans les entreprises canadiennes* **par Garnett Picot et Richard Dupuy (Avril 1996)**

N° 94 *Aspects longitudinaux de l'inégalité des revenus au Canada* **par René Morissette et Charles Bérubé (Juillet 1996)**

N° 95 *Évolution de la durée et de la stabilité de l'emploi au Canada* **par Andrew Heisz (Novembre 1996)**

N° 96 *Les Canadiens sont-ils plus susceptibles de perdre leur emploi au cours des années 1990?* **par Garnett Picot, Zhengxi Lin (Août 1997)**

N° 97 *L'effectif et l'afflux de chômeurs* **par Michael Baker, Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre 1996)**

N° 98 *L'incidence de la technologie et du commerce sur les écarts salariaux entre les travailleurs de la production et la main-d'oeuvre indirecte dans le secteur manufacturier canadien* **par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Mai 1998)**

N° 99 *Utilisation de POHEM pour l'estimation des coûts médicaux directs associés à la pratique actuelle du traitement du cancer du poumon ainsi que pour l'évaluation économique de nouveaux traitements* **par C. Houle, B.W. Will, J.-M. Berthelot et W.K. Evans (Mai 1997)**

N° 100 *Une enquête expérimentale canadienne visant à établir le lien entre les pratiques au lieu de travail et la condition des employés : Raisons de sa nécessité et description de son fonctionnement* **par Garnett Picot, Ted Wannell (Mai 1997)**

N° 101 *L'activité innovatrice dans les établissements canadiens de transformation des aliments : L'importance des pratiques d'ingénierie,* ***par John Baldwin et David Sabourin (Novembre 1999)***

N° 102 *Différences dans les stratégies et le rendement de divers types d'innovateurs* ***par John R. Baldwin et Joanne Johnson (Décembre 1997)***

N° 103 *Les mises à pied permanentes au Canada : Vue d'ensemble et analyse longitudinale* ***par Garnett Picot, Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Septembre 1997)***

N° 104 *Travailler plus? Travailler moins? Que préfèrent les travailleurs canadiens?* ***par Marie Drolet et René Morissette (Mai 1997)***

N° 105 *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90* ***par John Baldwin, Ed Rama et David Sabourin (Le 14 décembre 1999)***

N° 106 *Mouvements de la main-d'œuvre et adaptation au marché du travail en Ontario de 1978 à 1993* ***par Zhengxi Lin et Wendy Pyper (Octobre 1997)***

N° 107 *Importance de la recherche et du développement sur l'aptitude à innover des petites et des grandes entreprises manufacturières canadiennes* ***par John R. Baldwin (Septembre 1997)***

N° 108 *Concurrence internationale et performance industrielle : allocation optimale, production optimale et turbulence* ***par John R. Baldwin et Richard E. Caves (Octobre 1997)***

N° 109 *Les dimensions de l'inégalité salariale chez les Autochtones* ***par Rachel Bernier (Décembre 1997)***

N° 110 *Existe-t-il des liens entre la performance économique, les paiements de transfert, l'inégalité et le faible revenu?* ***par Myles Zyblock et Zhengxi Lin (Décembre 1997)***

N° 111 *L'effet de levier financier des entreprises : Une comparaison entre le Canada et les É.-U., 1961-1996* ***par Myles Zyblock (Décembre 1997)***

N° 112 *Explication du relèvement de la prime liée à l'âge* ***par Constantine Kapsalis (Juillet, 1998)***

N° 113 *Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu* ***par Miles Corak et Andrew Heisz (Septembre, 1998)***

N° 114 *Canadiens nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main- d'œuvre* ***par Zhengxi Lin (Septembre 1998)***

N° 115 *Modes de vie et surpeuplement des logements : la situation des immigrants âgés au Canada, 1991* ***par K.G. Basavarajappa (Septembre 1998)***

N° 116 *Le point sur l'inégalité des gains et sur la rémunération des jeunes durant les années 90?,* ***par Garnett Picot (Juillet 1998)***

N° 117 *Les facteurs déterminants des retards en matière d'adoption des technologies de fabrication de pointe* ***par John R. Baldwin et Mohammed Rafiquzzaman (Août 1998)***

N° 118 *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger* ***par John R. Baldwin et Naginder Dhaliwal (Mars 2000)***

N° 119 *L'adoption de la technologie au Canada et aux États-Unis* ***par John R. Baldwin et David Sabourin (Août 1998)***

N° 120 *Existe-t-il des secteurs d'activité de haute technologie ou seulement des entreprises de haute technologie?Étude basée sur les nouvelles entreprises axées sur la technologie* ***par John R. Baldwin et Guy Gellatly (Décembre 1998)***

N°121 Un portrait des entrées et des sorties **par John Baldwin (Juin 1999)**

N°122 Les déterminants des activités d'innovation dans les entreprises de fabrication canadiennes : le rôle des droits de propriété intellectuelle **par John R. Baldwin, David Sabourin et Petr Hanel (Mars 2000)**

N°123 L'innovation et la formation dans les nouvelles entreprises **(John Baldwin)**

N°124 Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis **par Michael C. Wolfson et Brian Murphy (Août 1998 et Octobre 1999)**

N°125 L'assurance-emploi au Canada : Tendances récentes et réorientations **par Zhengxi Lin (Septembre 1998)**

N°126 Les ordinateurs, les télécopieurs et les salaires au Canada : Qu'est-ce qui compte vraiment? **par René Morissette et Marie Drolet (Octobre 1998)**

N°127 Comprendre le processus d'innovation : l'innovation dans les industries de services dynamiques **par Guy Gellatly et Valerie Peters (Décembre 1999)**

N°128 Données canadiennes récentes sur la qualité des emplois selon la taille des entreprises **par Marie Drolet et René Morissette (Novembre 1998)**

N°129 Distribution, inégalité et concentration des revenus chez les immigrants âgés au Canada, 1990 **par K.G. Basavarajappa (Avril 1999)**

N°130 Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux **par Michael Baker et Gary Solon (Février 1999)**

N°131 L'incidence de la scolarité et l'écart salarial grandissant entre les jeunes travailleurs et les travailleurs âgés **par C. Kapsalis, R. Morissette et G. Picot (Mars 1999)**

N°132 Qu'est-ce qui explique les mouvements des enfants vers la situation de faible revenu et hors de celle-ci, les changements de situation sur le marché du travail ou le mariage et le divorce? **par G. Picot, M. Zyblock et W. Pyper (Mars 1999)**

N°133 L'accroissement de l'emploi autonome en période de chômage élevé : Analyse empirique des faits récents survenus au Canada **par Zhengxi Lin, Janice Yates et Garnett Picot (Mars 1999)**

N°134 Dynamique de la création et de la disparition d'emplois autonomes au Canada **par Zhengxi Lin, Garnett Picot et Janice Yates (Mars 1999)**

N°135 Décès et divorce : les conséquences à long terme de la perte parentale chez les adolescents **par Miles Corak (Juin 9 1999)**

N°136 Annuler

N°137 Innovation, formation et réussite **par John Baldwin (Octobre 1999)**

N°138 L'évolution de la protection offerte par les pensions aux travailleurs jeunes et plus âgés au Canada **par René Morissette et Marie Drolet (Décembre 1999)**

N°139 La concurrence des importations et la puissance sur le marché : le cas du Canada **par Aileen J. Thompson (avril 2000)**

N°140 Taux de féminité des professions et salaires : pourquoi le Canada diffère-t-il des États-Unis? **par Michael Baker et Nicole Fortin (Juillet, 2000)**

N°141 *Passage des études au travail chez les diplômés des universités canadiennes : durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990,* ***Julian Betts, Christopher Ferrall et Ross Finnie (Décembre 2000)***

N°142 *Qui sont les migrants? Analyse de la migration interprovinciale au Canada fondée sur un modèle logit par panel,* ***par Ross Finnie (Août 2000)***

N°143 *Différences de profils entre innovateurs et non-innovateurs : Les petits établissements du secteur des services aux entreprises* ***par Guy Gellatly (Décembre 1999)***

N°144 *Transferts sociaux, gains et intensité des faibles revenus dans les familles canadiennes avec des enfants, 1981 à 1996: Mise en évidence des progrès récents de la mesure des faibles revenus* ***par John Myles et Garnett Picot (Mars 2000)***

N°145 *Dans quelle mesure le chômage au Canada est-il structurel ?* ***par Lars Osberg et Zhengxi Lin (Octobre 2000)***

N°146 *Dans quelle mesure les Canadiens sont-ils exposés au faible revenu ?* ***par René Morissette et Marie Drolet (Mars 2000)***

N°147 *La maturation du système de revenu de retraite du Canada : Niveaux de revenu, inégalité des revenus et faibles revenus chez les gens âgés* ***par John Myles (Le 6 mars 2000)***

N°148 *Le marché du travail des années 1990* ***par Garnett Picot et Andrew Heisz (Avril 2000)***

N°149 *Réexamen des charges sociales au Canada : structure, paramètres législatifs et tendances récentes* ***par Zhengxi Lin (Août 2001)***

N°150 *Analyse empirique des tendances sur le plan de la diversification des sociétés au Canada* ***par John R. Baldwin, Desmond Beckstead, Guy Gellatly et Alice Peters (Juin 2000)***

N°151 *Les multinationales et le processus d'innovation au Canada* ***par John R. Baldwin et Petr Hanel (Juin 2000)***

N°152 *Les jeunes ruraux : Rester, quitter, revenir* ***par Richard Dupuy, Francine Mayer et René Morissette (Le 5 septembre, 2000)***

N°153 *Taux d'emploi et participation à la vie active des Canadiennes vivant en milieu rural,* ***par Euan Phimister, Esperanza Vera-Toscano, Alfons Weersink (Janvier 2001)***

N°154 *La formation comme stratégie en matière de ressources humaines : La réaction aux pénuries de personnel et au changement technologique,* ***par John R. Baldwin et Valerie Peters (Avril, 2001)***

N°155 *Durée d'occupation des emplois, mobilité des travailleurs et marché du travail des jeunes dans les années 1990* ***par G. Picot, A. Heisz et A. Nakamura (Mars 2001)***

N°156 *Incidence du commerce international sur les salaires des Canadiens,* ***par Omar Zakhilwal (Janvier 2000)***

N°157 *L'écart persistant : Nouvelle évidence empirique concernant l'écart salarial entre les hommes et les femmes au Canada,* ***par Marie Drolet (Janvier 2001)***

N°158 *À la recherche des contraintes intergénérationnelles d'emprunt chez les hommes canadiens : tests de régression par quantile et de régression des moindres carrés pour les contraintes impératives d'emprunt,* ***par Nathan D. Grawe (Janvier 2001)***

N°159 *Influences intergénérationnelles sur la percpetion de prestations d'assurance-chômage au Canada et en Suède,* ***par Miles Corak, Bjorn Gustafsson et Torun Österberg (Janvier 2001)***

N°160 *Inégalités entre les quartiers des villes canadiennes,* ***par J. Myles, G. Picot et W. Pyper (le 13 décembre 2000)***

N°161 Annulé

N°162 *Évolution de la stabilité d'emploi au Canada : tendances et comparaisons avec les résultats américains,* ***par Andrew Heisz et Mark Walsh (16 octobre 2002)***

N°163 *L'incidence de la mobilité interprovinciale sur les gains des particuliers : estimations de modèles par panel pour le Canada,* ***par Ross Finnie (Octobre 2001)***

N°164 *Résultats sur le marché du travail des diplômés récents des universités canadiennes : analyse longitudinale intercohortes,* ***par Ross Finnie (mars 2002)***

N°165 *Innovation et connectivité : La nature des liaisons entre les marchés et les réseaux d'innovation dans les industries manufacturières au Canada,* ***par John Baldwin et Alice Peters (Mai 2001)***

N°166 *Évaluation de la déclaration des prestations d'a.-e. et d'a.s. dans le cadre de l'EDTR,* ***par Constantine Kapsalis (Août 2001)***

N°167 Annuler

N°168 *Améliorer la salubrité des aliments et la productivité : Utilisation de la technologie dans le secteur de la transformation des aliments au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Mai 2002)***

N°169 *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales,* ***John R. Baldwin et Mark Brown avec l'aide de Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°170 *Perspectives des bacheliers de la Colombie-Britannique sur le plan des revenus,* ***Andrew Heisz (Mai 2001)***

N°171 *Les enfants se portent-ils bien? Mobilité intergénérationnelle et bien-être de l'enfant au Canada,* ***Miles Corak (Octobre, 2001)***

N°172 *Intensité des faibles revenus au cours des années 90 : Le rôle de la croissance économique, des revenus d'emploi et des transferts sociaux* ***G. Picot, R. Morissette, J. Myles (24 janvier 2003)***

N°173 *Entraves à l'adoption des technologies de pointe pour les fabricants canadiens,* ***John Baldwin et Zhengxi Lin (Août 2001)***

N°174 *Impact de l'adoption des technologies de l'information et des communications de pointe sur la performance des entreprises du secteur de la fabrication au Canada,* ***John R. Baldwin et David Sabourin (Octobre 2001)***

N°175 *Pénuries de main-d'oeuvre qualifiée et adoption des technologies de pointe,* ***David Sabourin (Septembre 2001)***

N°176 *Quelles entreprises ont des taux de vacance élevés au Canada ?* ***René Morissette, Xueline Zhang (le 25 octobre 2001)***

N°177 *Un conte de trois villes : La dynamique du secteur de la fabrication à Toronto, à Montréal et à Vancouver de 1976 à 1997,* ***Tara Vinodrai (Novembre 2001)***

N°178 *Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada, 1994-98,* ***Christopher Worswick (Le 14 novembre, 2001)***

N°179 *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Richard Caves (Février 2002)***

N°180 *Différences de productivité entre les provinces,* ***John R. Baldwin, Jean-Pierre Maynard, David Sabourin et Danielle Zietsma (Décembre 2001)***

N°181 *Qui a raison des parents ou des enfants? Évaluation de l'accord des parents et des enfants dans l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes,* ***Lori Curtis, Martin Dooley et Shelley Phipps*** *(23 octobre 2002)*

N°182 *Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants,* ***par Abdurrahman Aydemir*** *(23octobre 2002)*

N°183 *Monter sa propre entreprise : le travail indépendant chez les diplômés des collèges et universités canadiens,* ***Ross Finnie, Christine Laporte, Maud-Catherine Rivard (Mars 2002)***

N°184 *Résultats sur le plan de la répartition au Canada dans les années 90,* ***Andrew Heisz, Andrew Jackson, Garnett Picot (Février 2002)***

N°185 *Les quartiers influencent-ils la réussite à long terme sur le marché du travail? Comparaison des adultes qui ont grandi dans des ensembles de logements publics différents,* ***Philip Oreopoulos (Juin 2002)***

N°186 *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?* ***Marie Drolet (Le 1 mai 2002)***

N°187 *L'évolution de l'inégalité de la richesse au Canada, 1984-1999,* ***René Morissette, Xuelin Zhang et Marie Drolet (Février 2002)***

N° 188 *Expérience en gestion et diversité dans une organisation qui vieillit : Une analyse de microsimulation,* ***Ted Wannell et Martin Gravel (Août 2002)***

N° 189 *L'importance de l'entrée dans le secteur canadien de la fabrication, document accompagné d'une annexe sur les questions de mesure,* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 190 *Financement de l'innovation dans les nouvelles petites entreprises : Nouveaux éléments probants provenant du Canada,* ***John R. Baldwin, Valérie Gaudreault et Guy Gellatly (mai 2002)***

N° 191 *Trop loin pour continuer? Distance par rapport à l'établissement et inscription à l'université,* ***Marc Frenette (24 juin 2002)***

N° 192 *La vie après l'aide sociale : Le bien-être économique des personnes qui ont cessé de toucher de l'aide sociale au Canada dans les années 90,* ***Marc Frenette, Garnett Picot*** *(26 mars 2003)*

N° 193 *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication,* ***John Baldwin, Wulong Gu (02 avril 2003)***

N° 194 *Progression de la rémunération des travailleurs peu qualifiés au Canada d'après L'EDTR (1993-1998)* ***Xuelin Zhang (06 décembrei 2002)***

N° 195 *La détérioration des gains de immigrants s'étend-elle aux immigrants qui travaillent de façon autonome?* ***John R. Baldwin, Desmond Beckstead et Andrée Girard (mai 2002)***

N° 196 *Minorités, capacités cognitives et revenus des Canadiens,* ***Ross Finnie et Ronald Meng (24 janvier 2003)***

N°197 *Le niveau de richesse des familles d'immigrants au Canada,* ***Xuelin Zhang (17 novembre 2003)***

N° 198 *La hausse du taux de faible revenu chez les immigrants au Canada,* ***Garnett Picot et Feng Hou (19 juin 2003)***

N° 199 *Nouvelles pratiques de travail et taux de démissions : problèmes méthodologiques et données empiriques pour le Canada,* ***par René Morissette et Julio Miguel Rosa (le 17 mars 2003)***

N° 200 *Les effets de cohorte sur les gains annuels selon le domaine d'études des diplômés universitaires de la Colombie-Britannique,* ***par Andrew Heisz (26 septembre 2003)***

N°201 *Accès au college et à l'université: Est-ce-que la distance importe?,* ***par Marc Frenette (Juin 2003)***

N° 202 Comprendre l'échec : Mortalité organisationnelle et approche fondée sur les ressources, ***S.Thornhill et R.Amit (08 août 2003)***

N° 203 Les effets des cycles économiques sur l'assimilation des immigrants sur le marché du travail ***par Abdurrahman Aydemir (31 juillet 2003)***

N° 204 Enclaves de minorities visibles dans les quartiers et resultants sur le marché du travail des immigrants, ***par Garnett Picot et Feng Hou (9 juillet 2003)***

N° 205 L'évolution des obstacles aux échanges et les entreprises canadiennes : survie et disparition après l'Accord de libre-échange entre le Canada et les Etats-Unis, ***par Jen Baggs (28 avril 2004)***

N° 206 Établissement réussi et ségrégation résidentielle parmi les minorités visibles de Toronto, ***par John Myles et Feng Hou (30 juillet 2003)***

N° 207 Biais lié au cycle de vie dans l'estimation de la persistance intergénérationnelle des gains d'emploi, ***par Nathan Grawe (05 août 2003).***

N° 208 Les anticipations concernant l'investissement sont-elles rationnelles? ***par Chetan Dave (17 décembre 2004)***

N° 209 Les heures de travail au Canada et aux Etats-Unis, ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (septembre 2003)***

N° 210 Revenu Familial et Participation aux Études Postsecondaires, ***Miles Corak, Garth Lipps et John Zhao (le 1 octobre 2003)***

N° 211-214 à venir

N° 215 Convergeront-ils un jour? Les Gains de travailleurs immigrants et de ceux nés au Canada au cours des deux dernières décennies, ***Marc Frenette et René Morissette (le 8 octobre 2003)***

N° 216 Durée de la résidence dans les quartiers à faible revenue, ***Marc Frenette, Garnett Picot et Roger Sceviour (janvier 2004)***

N° 217 Le ratio de levier financier des entreprises dans le secteur canadien de la fabrication : conséquences pour l'emploi et les inventaires, ***Andrew Heisz et Sébastien LaRochelle-Côté (février 2004)***

N° 218 Les taux de mises à pied permanentes ont-ils augmenté au Canada? ***René Morissette (25 mars 2004)***

N° 219 Croissance de l'inégalité du revenu pendant la reprise économique des années 1990 : Exploration de trois sources de données, ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (9 juillet 2004)***

N° 219 REVISÉ : Croissance de l'inégalité du revenu pendant les années 1990 : Exploration de trois sources de données, ***Marc Frenette, David Green et Garnett Picot (16 décembre 2004)***

N° 220 Déterminants de la réussite ou de l'échec des établissements canadiens sur les marchés étrangers, selon une analyse de survie, ***Jean Bosco Sabuhoro et Yvan Gervais (5 mai 2004)***

N° 221 Immigration récente et formation de quartiers de minorités visibles dans les grandes villes canadiennes, ***Feng Hou (2 juillet 2004)***

N° 222 Dégradation du bien-être économique des immigrants et des causes possibles, ***Garnett Picot, (15 juillet 2004)***

N° 223 Projets et attentes des Canadiens non retraités de 45 à 59 ans en matière de retraite, ***Grant Schellenberg, (29 juin 2004)***

N° 224 Utilisation du transport en commun chez les immigrants, ***Andrew Heisz, Grant Schellenberg (13 mai 2004)***

N° 225 *Explication de la détérioration des gains au niveau d'entrée des cohortes d'immigrants au Canada : 1966-2000* ***par Abdurrahman Aydemir et Mikal Skuterud (17 mai 2004)***

N° 226 *Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : Que s'est-il passé pendant les années 1990?* ***par Ross Finnie, Christine Laporte et Eric Lascelles (18 août 2004)***

N° 227 *Analyse longitudinale de l'évolution des gains au Canada,* ***par Charles M. Beach et Ross Finnie (20 août 2004)***

N° 228 *Inégalités au niveau des quartiers, privation relative et état de santé autoévalué,* ***par Feng Hou et John Myles (27 septembre 2004)***

N° 229 *Mouvements d'entrée et de sortie de la population dans les villes du Canada qui servent de portes d'entrée aux immigrants : étude comparative de Toronto, Montréal et Vancouver,* ***par Ross Finnie et Larry S Bourne (13 septembre 2004)***

N° 230 *Gains des couples très scolarisés et peu scolarisés, 1980-2000,* ***par René Morissette et Anick Johnson (13 octobre 2004)***

N° 231 *La dynamique de l'aide sociale au Canada : le rôle des attributs individuels et des variables économiques et politiques,* ***Ross Finnie, Ian Irvine et Roger Sceviour (octobre 2004)***

N° 232 *Tendances des salaires relatifs des personnes très scolarisées dans une économie du savoir,* ***par René Morissette, Yuri Ostrovsky et Garnett Picot (29 septembre 2004)***

N° 233 *Domaines d'études postsecondaires et résultats sur le marché du travail canadien des immigrants et des non-immigrants,* ***par Arthur Sweetman et Stephan McBride (28 octobre 2004)***

N° 234 *Qualité de l'éducation des immigrants dans leur pays d'origine et résultats sur le marché du travail canadien,* ***par Arthur Sweetman (15 décembre 2004)***

N° 235 *L'évolution de l'écart des gains entre les sexes chez les diplômés des universités canadiennes,* ***par Ross Finnie et Ted Wannell (30 novembre 2004)***

N° 236 *à venir*

N° 237 *Qui poursuit des études supérieures? L'incidence directe et indirecte des antécédents familiaux sur l'accès aux études postsecondaires,* ***par Ross Finnie, Eric Lascelles et Arthur Sweetman (18 janvier 2005)***

N° 238 *à venir*

N° 239 *Les bons emplois disparaissent-ils au Canada ?* ***par René Morissette et Anick Johnson (26 janvier 2005)***